

Nuevas consideraciones sobre la demanda de dinero en España

En un trabajo anterior¹ se recogieron los resultados de estudios sobre la demanda de dinero a largo plazo para la economía española en los años 1901-1970, juntamente con los cuadros en que se resumían las series estadísticas elaboradas para este estudio. El presente artículo se dedica a los resultados del planteamiento de la demanda de dinero a corto plazo (con retardos en el ajuste y con formación de expectativas) y al análisis del comportamiento de la velocidad-renta en el espacio de tiempo considerado, globalmente y por períodos.

FUNCIONES DE DEMANDA DE DINERO A CORTO PLAZO

Funciones con ajuste retardado

Las funciones de demanda de dinero consideradas anteriormente suponían que la cantidad real de dinero poseída por los sujetos era, en cada período, la deseada. Esto no puede admitirse como algo obvio. Cuando oferta y demanda no coinciden, tiene lugar un proceso de ajuste en el que se modifican las variables que determinan la demanda de dinero (coste de oportunidad y/o renta real) o se altera el nivel de precios (y con él la oferta de dinero en términos reales), hasta restablecer el equilibrio.²

Las ecuaciones de demanda de dinero a corto plazo introducen, de alguna manera, ese proceso de ajuste. Para ello, se parte de una ecuación que presenta

1. Véase «La demanda de dinero en España, 1901-1970», en *Cuadernos de Economía*, vol. 3, n.º 6, enero-abril 1975, pp. 3-49.

2. Sobre los aspectos teóricos del ajuste aquí considerado, cf. A. ARGANDOÑA, *La teoría monetaria moderna*, cap. 8, Ariel, Barcelona, 1972.

la demanda de dinero deseada (subíndice d) como función de las variables tradicionalmente consideradas:

$$\log \left(\frac{M}{P} \right)_d = a + b \cdot \log \frac{Y}{P} + c \cdot \log r \quad [1]$$

Por otro lado, la cantidad deseada y la efectivamente poseída no coinciden: hay que establecer una relación entre ambas, que explique cómo se lleva a cabo el ajuste. Supongamos que esta relación es del tipo:

$$\log \frac{M}{P} = \log \left(\frac{M}{P} \right)_{-1} + m \left[\log \left(\frac{M}{P} \right)_d - \log \left(\frac{M}{P} \right)_{-1} \right] \quad [2]$$

en que $(M/P)_{-1}$ representa la cantidad de dinero (en términos reales) poseída en el período anterior.³

Sustituyendo la primera expresión en la segunda, con algunas operaciones, resulta:

$$\log \frac{M}{P} = m \cdot a + m \cdot b \cdot \log \frac{Y}{P} + m \cdot c \cdot \log r + (1 - m) \cdot \log \left(\frac{M}{P} \right)_{-1} \quad [3]$$

en que todas las variables son conocidas y que, por tanto, se puede estimar directamente.

Con objeto de evitar, en parte al menos, el sesgo debido a la correlación entre $\log (M/P)$ y $\log (M/P)_{-1}$, hemos modificado ligeramente el modelo anterior introduciendo una variable de tendencia en [1], que resultará ahora:

$$\log \left(\frac{M}{P} \right)_d = a \cdot t + b \cdot \log \frac{Y}{P} + c \cdot \log r \quad [4]$$

Sustituyendo [4] en [2], resultará:

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{M}{P} \right) &= m \cdot a \cdot t + m \cdot b \cdot \log \frac{Y}{P} + \\ &+ m \cdot c \cdot \log r + (1 - m) \cdot \log \left(\frac{M}{P} \right)_{-1} \end{aligned} \quad [5]$$

3. Hay otras maneras de presentar la ecuación de ajuste, algunas de las cuales se discuten en A. ARGANDOÑA, *La teoría monetaria moderna*, op. cit., cap. 8. La elegida lo ha sido por una cuestión de sencillez. Al renunciar a llevar a cabo estimaciones con cifras trimestrales (lo que supondría una duplicación de los estudios efectuados por el Banco de España), esta sección tiene sólo una función indicativa, lo cual resta interés al manejo de diversas especificaciones de la función de ajuste.

cuyo cálculo directo podría entrañar también problemas de multicolinealidad; sin embargo, los incrementos relativos de una variable no tienen por qué estar sujetos al mismo sesgo.⁴

Por ello, derivando [5] respecto de t , se tiene (en términos discretos):

$$\frac{\Delta\left(\frac{M}{P}\right)}{\frac{M}{P}} = m \cdot a + m \cdot b \frac{\Delta\left(\frac{Y}{P}\right)}{\frac{Y}{P}} + m \cdot c \cdot \frac{\Delta r}{r} + \frac{\Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}}{\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}} + (1 - m) \frac{\Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}}{\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}} \quad [6]$$

Es, pues, esta ecuación la que se estima, arrojando los resultados que aparecen en las tablas 1 a 3.⁵ En ellas se puede calcular m (elasticidad del

TABLA 1

$$\frac{\Delta\left(\frac{M}{P}\right)}{\frac{M}{P}} = m \cdot a + m \cdot b \frac{\Delta\left(\frac{Y}{P}\right)}{\frac{Y}{P}} + (1 - m) \frac{\Delta\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}}{\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}}$$

Regresión número	Período	Definición de M	$m \cdot a$	$m \cdot b$	$(1 - m)$	R^2	S
1.1	1954-1970	M1A	0,022	0,726 (3,371)	0,149 o (0,736)	0,551 (I)	0,037
1.2	1954-1970	M2A	0,117	1,098 o (0,926)	-0,476 o (-1,804)	0,190 (III)	0,203
1.3	1954-1970	M3A	0,110	0,327 o (1,453)	0,071 o (0,232)	0,282 (III)	0,029

* En todas las tablas, mientras no se indique lo contrario, P se refiere al índice de precios al por mayor; $\Delta X = X_t - X_{t-1}$; $X' = (\Delta X)/X_{t-1}$; y log se refiere a logaritmos naturales.

El signo (o) al lado de un coeficiente de regresión implica que el estadístico t no es significativo al nivel del 5 por ciento; cuando no lo es al 2 por ciento se indica con (a), y mientras no se indique lo contrario, todos los son al nivel de probabilidad del 0,1 por ciento. Igualmente se indica mediante I, II o III (al lado del coeficiente de determinación) cuando el estadístico F no es significativo al nivel de probabilidad del 1 por ciento, 5 por ciento o en absoluto. El signo (+) al lado de un coeficiente de regresión implica que su signo es contrario al esperado.

4. La simple observación de la serie de incrementos relativos de (M/P) sugiere que el problema de la multicolinealidad se ve considerablemente mitigado. Aun así, el coeficiente de correlación parcial entre M/P y $(M/P)_{-1}$ es de 0,431 para M1A, 0,375 para M2A y 0,417 para M3A. El hecho de que la oferta de dinero, deflactada, haya tenido un crecimiento bastante regular en los últimos años puede explicar esa correlación elevada de sus tasas de incremento.

5. Todas las observaciones que se hacen seguidamente acerca de estas regresiones tienen sólo un carácter orientativo, ya que pocos coeficientes muestran una significación aceptable desde el punto de vista estadístico.

TABLA 2

$$\frac{\Delta \frac{M}{P}}{M/P} = m \cdot a + m \cdot b \frac{\Delta \frac{Y}{P}}{Y/P} + m \cdot c \cdot \frac{\Delta r}{r} + (1 - m) \frac{\Delta \left(\frac{M}{P} \right)_{-1}}{(M/P)_{-1}}$$

Regresión número	Período	Definición de M	Definición de r	m · a	m · b	m · c	(1 - m)	R ²	S
2.1	1954-1970	M1A	ID	0,020	0,716 (3,273)	-0,197 o (-0,785)	0,144 o (0,704)	0,570 (I)	0,037
2.2	1954-1970	M1A	IO	0,052	0,446 o (1,222)	-0,286 o (-0,956)	0,234 o (1,058)	0,581 (I)	0,037
2.3	1954-1970	M2A	ID	0,079	1,116 o (1,298)	-3,733 o (-3,691)	-0,608 o (-3,127)	0,605 (I)	0,147
2.4	1954-1970	M3A	ID	0,107	0,306 o (1,424)	-0,290 o (-1,532)	0,076 o (0,260)	0,392 (III)	0,028

TABLA 3

$$\frac{\Delta \frac{M}{P}}{\frac{M}{P}} = m \cdot a + m \cdot b \frac{\Delta \frac{Y}{P}}{\frac{Y}{P}} + m \cdot c \frac{\Delta P'}{P'} + (1 - m) \frac{\Delta \left(\frac{M}{P} \right)^{-1}}{\left(\frac{M}{P} \right)^{-1}}$$

Regresión número	Período	Definición de M	m · a	m · b	m · c	(1 - m)	R ^a	S
3.1	1954-1970	M1A	0,019	0,701 (3,225)	0,004 (+) 0 (0,976)	0,166 0 (0,818)	0,581 (I)	0,037
3.2	1954-1970	M2A	0,115	1,048 0 (0,851)	0,009 (+) 0 (0,361)	-0,469 0 (-1,717)	0,199 (III)	0,210
3.3	1954-1970	M3A	0,108	-0,309 0 (1,358)	0,003 (+) 0 (0,886)	0,081 0 (0,262)	0,323 (III)	0,030

ajuste) para los diversos períodos, a partir del coeficiente de la última variable considerada; sus valores aparecen recogidos en la tabla 4. Comparando la misma, parece que los depósitos a la vista se ajustan más despacio que los de ahorro, y quizá los depósitos a plazo más aprisa que los anteriores. La explicación de este fenómeno (para el que tenemos una evidencia muy limitada)

TABLA 4
Coeficiente m (elasticidad de ajuste)

Variables consideradas	1925-1935		1943-1959		1959-1970	
	MB1D	M3F	MB1D	M3F	M1A	M3A
Y/PM	1,07	1,10	0,85	0,79	0,85	0,93
Y/PM, ID	1,02	—	0,84	0,75	0,86	0,92
Y/PM, IO	1,04	—	0,70	0,60	0,77	0,44
Y/PM, P'	—	—	0,83	0,77	0,83	0,92
Y/PM, ID, P'	—	0,93	0,81	0,72	0,84	0,92
Y/PM, IO, P'	—	—	0,68	0,59	0,77	0,45

parece radicar en la distinta sensibilidad de los diferentes activos al tipo de interés; supuesto que sea mayor en los depósitos a plazo, y dado que el mecanismo de ajuste implica un movimiento fuerte del tipo de interés a muy corto plazo, que luego se ve corregido en sentido contrario,⁶ parece lógico que sean los componentes dinerarios más sensibles al tipo de interés los que más prontamente respondan al ajuste; esto, sin embargo, no pasa de ser una suposición.

En todo caso, resulta obvio que la velocidad de ajuste es elevada. Según las distintas definiciones de dinero, en el curso de un año se lleva a cabo entre un 85 por ciento (M1A) y un 93 por ciento (M3A) del ajuste, en las dos últimas décadas,⁷ lo que viene a confirmar la validez de las estimaciones hechas anteriormente con cifras anuales, en cuanto que la hipótesis de que el ajuste se había llevado a cabo en un año no estaba muy alejada de la realidad.⁸

6. Cf. D. P. TUCKER, «Dynamic Income Adjustment to Money Supply Changes», *American Economic Review*, LVI, junio 1966.

7. No se olvide que el modelo elimina la tendencia secular. Ignoramos si esto introduce un cambio importante en la estimación de m ; las diferencias que acusa la comparación de estos resultados con los del estudio de Carlos SEBASTIÁN (ver la siguiente nota) pueden deberse a esto.

8. C. SEBASTIÁN («La demanda de dinero en España: una primera aproximación», *Moneda y Crédito*, junio 1970, p. 19) halló una elasticidad de ajuste muy reducida: 0,26 y 0,34 en ajuste lineal y logarítmico, respectivamente, para la definición más amplia de dinero, aunque la no corrección de la colinealidad crea un sesgo en sus estimaciones. Por otro lado, el Banco de España («Funciones de demanda de dinero y multiplicadores monetarios para la economía española», *Boletín*

En cuanto al coste de oportunidad del dinero, parece que, en las funciones a corto plazo, la tasa de cambio del rendimiento de la deuda pública es un indicador relativamente bueno de dicho coste; el rendimiento de las obligaciones deforma los coeficientes de la tasa de cambio de la renta, lo cual sugiere la existencia de correlación entre ambas variables; tampoco parece ser idóneo, a la vista del signo de su coeficiente, el ritmo de variación de la tasa de cambio de los precios, confirmando así su escasa utilidad como medida del coste de oportunidad del dinero, también a corto plazo.⁹

Funciones con formación de expectativas

En la medida en que la demanda de dinero dependa de la renta permanente esperada, no de la renta corriente,¹⁰ se puede estimar un modelo similar al anterior, ya que la renta permanente o esperada se suele suponer que se forma a partir de las rentas corrientes pasadas, ponderadas decrecientemente hacia atrás, en un modelo con retardos distribuidos exponencialmente, por ejemplo, del tipo:

$$\left(\frac{Y}{P}\right)_t^e = w \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_t + w \cdot (1-w) \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_{t-1} + \\ + w \cdot (1-w)^2 \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_{t-2} + \dots \quad [7]$$

Con una función de demanda de dinero del tipo

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t = a + b \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_t^e \quad [8]$$

[7] dará lugar a:

$$\left(\frac{Y}{P}\right)_t = \frac{1}{b \cdot w} \left(\frac{M}{P}\right)_t - \frac{1-w}{b \cdot w} \left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} - \frac{a}{b} \quad [9]$$

Estadístico, junio 1970) halló con datos trimestrales (1961-1968), una elasticidad de ajuste de 0,7 para la definición M-1 de dinero, y de 0,5 para la M-3; estas cifras parecen coherentes con las halladas por nosotros, aunque la menor velocidad para la definición M-3 se opone a la que hemos obtenido aquí.

9. Como era de esperar, tratándose de estimaciones en tasas de cambio, los estadísticos t arrojan, en general, resultados deficientes. En cuanto al estadístico F , no resultó significativo al nivel del 0,1 por ciento salvo en una de las regresiones; dicho nivel de significación varió entre el 1 por ciento, el 5 y aún peor, en las regresiones que se recogen en las tablas 1 a 3. Esto resulta lógico si se tiene en cuenta la gran variabilidad de los coeficientes, ligada al manejo de tasas de cambio de variables que oscilan bastante.

10. Cf. M. FRIEDMAN, «The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results», *Journal of Political Economy*, LXVII, agosto 1959.

TABLA 5

$$\left(\frac{Y}{P}\right)_t = A \cdot \left(\frac{M}{P}\right)_t + B \cdot \left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} + C$$

Regresión número	Período	Definición de M	A	B	C	R ²	S
5.1	1952-1970	M1A	2,002 (5,735)	0,455 o (1,175)	584,526	0,996	175,836
5.2	1952-1970	M2A	0,650 (2,930)	0,842 (3,140)	1.805,051	0,955	646,579
5.3	1952-1970	M3A	0,578 o (1,559)	0,308 o (0,710)	2.288,137	0,990	298,751

TABLA 6

$$\log \left(\frac{Y}{P}\right)_t = A \cdot \log \left(\frac{M}{P}\right)_t + B \cdot \log \left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} + C$$

Regresión número	Período	Definición de M	A	B	C	R ²	S
6.1	1952-1970	M1A	0,892 (7,045)	0,018 o (0,138)	1,687	0,996	0,024
6.2	1952-1970	M2A	0,331 (3,110)	0,418 (3,700)	2,769	0,968	0,073
6.3	1952-1970	M3A	0,339 o (2,228)	0,354 o (2,211)	2,952	0,996	0,027

Los resultados para las estimaciones lineal y logarítmica aparecen, respectivamente, en las tablas 5 y 6. La exploración de esta última nos lleva a los siguientes parámetros de las ecuaciones originales para los años 1952-1970:

	M1A	M2A	M3A
<i>w</i>	1,020	2,265	2,042
<i>b</i>	1,099	1,335	1,443
<i>a</i>	-1,853	-3,697	-4,260

Aunque no se ha estimado la existencia de multicolinealidad en el modelo, debe ser muy elevada, dado el empleo de la misma variable dependiente con un retardo. Con las salvedades que esto obliga hacer, nótese que la elasticidad de expectativas arroja resultados inesperados. Habitualmente se considera que la suma de los coeficientes de una función con retardos distribuidos ha de

ser igual a la unidad, siendo todos sus coeficientes positivos. Esto no resulta posible cuando $w > 1$; en tal caso la aplicación del retardo hace positivos a algunos coeficientes y a otros negativos, lo cual es de difícil interpretación como formación de expectativas (o de renta permanente). Las elasticidades-renta calculadas son bastante coincidentes con las obtenidas en las funciones a largo plazo. Esta coincidencia arroja cierta esperanza respecto de las estimaciones llevadas a cabo (pero no deben olvidarse los sesgos que la multicolinealidad introduce).

Las ecuaciones están sujetas también a una limitación: sólo consideran una variable, la renta real, excluyendo el coste de oportunidad del dinero. Este coste se podría introducir, mediante un modelo de formación de expectativas que determinase el tipo de interés «permanente» o la tasa de inflación «esperada»; sin embargo, la adición de dicha variable, aun en términos corrientes, daría lugar a que la equivalente a [9] resultase superidentificable. Por ello, resulta preferible utilizar un procedimiento indirecto que nos permita paliar a la vez el problema de la superidentificabilidad y el de la colinealidad. Este modelo se basa en uno propuesto por C. Sebastián.¹¹ Se trata de calcular una función de demanda de dinero con formación de expectativas de la renta real y/o del coste de oportunidad del dinero, del tipo

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t = a + b \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_t^e + c \cdot r_t^e \quad [10]$$

en que la renta real esperada (o permanente) se forma según un modelo de retardos distribuidos exponencialmente, del tipo

$$\begin{aligned} \left(\frac{Y}{P}\right)_t^e &= w \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_t + w \cdot (1-w) \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_{t-1} + \\ &+ w \cdot (1-w)^2 \cdot \left(\frac{Y}{P}\right)_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad [11]$$

y el coste de oportunidad del dinero se forma de una manera similar:

$$r_t^e = v \cdot r_t + v \cdot (1-v) \cdot r_{t-1} + v \cdot (1-v)^2 \cdot r_{t-2} + \dots \quad [12]$$

Dado que ni w ni v son conocidas podemos estimar series de [11] y [12] partiendo de distintos valores de w y v supuestos, para concluir, a la vista de ellos, una vez sustituidos en [10] y efectuadas las regresiones pertinentes, cuáles son los valores más aceptables. Tomando las ecuaciones en logaritmos se han elaborado series de $\log(Y/P)^e$ y $\log(P)^e$ haciendo $w, v = 1, 0,8, 0,6$ y $0,4$; se han llevado a cabo luego las regresiones correspondientes para el período 1952-1970, obteniéndose los resultados que se detallan en la tabla 7.

11. *Op. cit.*, pp. 23-24.

TABLE 7

$$\log\left(\frac{M}{P}\right)_t = a + b \cdot \log\left(\frac{Y}{P}\right)_t + c \cdot \log P'_t$$

Regresión número	w	v	a	b	c	R ²	S
M1A	7.1	1	1	1	— 0,155 (1,821)	0,996	0,027
	7.2	0,8	1	1,113 (65,564)	0,010(+) 0 (1,600)	0,996	0,026
	7.3	0,6	1	1,129 (69,945)	0,008(+) 0 (1,305)	0,996	0,026
	7.4	0,4	1	1,154 (68,220)	0,007(+) 0 (0,914)	0,996	0,032
	7.5	1	0,8	1,217 (56,721)	0,014(+) 0 (1,695)	0,996	0,028
	7.6	0,8	0,8	1,115 (63,855)	0,012(+) 0 (1,484)	0,996	0,026
	7.7	0,6	0,8	1,130 (68,249)	0,010(+) 0 (1,229)	0,996	0,026
	7.8	0,4	0,8	1,156 (66,848)	0,009(+) 0 (0,887)	0,996	0,032
	7.9	1	0,6	1,218 (55,804)	0,016(+) 0 (1,434)	0,996	0,028
	7.10	0,8	0,6	1,117 (60,103)	0,013(+) 0 (1,188)	0,996	0,026
	7.11	0,6	0,6	1,132 (64,238)	0,010(+) 0 (0,947)	0,996	0,027
	7.12	0,4	0,6	1,157 (63,195)	0,009(+) 0 (0,671)	0,996	0,032
	7.13	1	0,4	1,219 (53,157)	0,016(+) 0 (0,894)	0,996	0,029
	7.14	0,8	0,4	1,118 (51,807)	0,010(+) 0 (0,614)	0,996	0,027
				1,131 (55,680)			

7.15	0,6	0,4	— 2,275	1,155 (55,265)	0,007 (+) o (0,422)	0,995	0,027
7.16	0,4	0,4	— 2,597	1,217 (46,964)	0,006 (+) o (0,281)	0,995	0,032
M2A							
7.17	1	1	— 3,838	1,367 (16,302)	0,025 (+) o (0,772)	0,945	0,135
7.18	0,8	1	— 3,981	1,384 (15,955)	0,022 (+) o (0,674)	0,943	0,138
7.19	0,6	1	— 4,203	1,414 (15,644)	0,020 (+) o (0,600)	0,939	0,140
7.20	0,4	1	— 4,607	1,491 (15,583)	0,019 (+) o (0,553)	0,939	0,141
7.21	1	0,8	— 3,848	1,367 (15,878)	0,022 (+) o (0,528)	0,943	0,136
7.22	0,8	0,8	— 3,989	1,384 (15,566)	0,019 (+) o (0,438)	0,941	0,139
7.23	0,6	0,8	— 4,210	1,413 (15,282)	0,016 (+) o (0,375)	0,939	0,141
7.24	0,4	0,8	— 4,614	1,490 (15,236)	0,015 (+) o (0,338)	0,939	0,142
7.25	1	0,6	— 3,841	1,361 (15,067)	0,010 (+) o (0,175)	0,943	0,137
7.26	0,8	0,6	— 3,977	1,377 (14,800)	0,005 (+) o (0,084)	0,941	0,140
7.27	0,6	0,6	— 4,194	1,406 (14,549)	0,001 (+) o (0,026)	0,939	0,142
7.28	0,4	0,6	— 4,595	1,482 (14,518)	— 0,0003 o (— 0,005)	0,939	0,142
7.29	1	0,4	— 3,775	1,343 (13,281)	— 0,019 o (— 0,219)	0,943	0,137
7.30	0,8	0,4	— 3,899	1,356 (13,073)	— 0,027 o (— 0,312)	0,941	0,139
7.31	0,6	0,4	— 4,107	1,383 (12,865)	— 0,031 o (— 0,361)	0,939	0,141
7.32	0,4	0,4	— 4,502	1,459 (12,842)	— 0,033 o (— 0,376)	0,939	0,141
M3A							
7.33	1	1	— 4,651	1,496 (46,773)	0,007 (+) o (0,594)	0,992	0,051

Regresión número	w	v	a	b	c	R ²	S
7.34	0,8	1	—4,821	1,516 (45,734)	0,004 (+) o (0,353)	0,992	0,053
7.35	0,6	1	—5,078	1,550 (44,646)	0,002 (+) o (0,177)	0,992	0,054
7.36	0,4	1	—5,520	1,635 (42,981)	0,0006 (+) o (0,043)	0,992	0,056
7.37	1	0,8	—4,650	1,493 (45,484)	0,003 (+) o (0,167)	0,992	0,052
7.38	0,8	0,8	—4,818	1,514 (44,753)	0,001 (+) o (0,056)	0,992	0,053
7.39	0,6	0,8	—5,072	1,548 (43,871)	—0,003 o (—0,204)	0,992	0,054
7.40	0,4	0,8	—5,513	1,632 (42,335)	—0,006 o (—0,298)	0,992	0,056
7.41	1	0,6	—4,635	1,488 (43,605)	—0,006 o (—0,292)	0,993	0,052
7.42	0,8	0,6	—4,798	1,508 (43,199)	—0,011 o (—0,529)	0,993	0,052
7.43	0,6	0,6	—5,048	1,541 (42,520)	—0,015 o (—0,672)	0,093	0,053
7.44	0,4	0,6	—5,486	1,624 (41,093)	—0,017 o (—0,741)	0,093	0,055
7.45	1	0,4	—4,583	1,475 (39,244)	—0,025 o (—0,793)	0,994	0,051
7.46	0,8	0,4	—4,733	1,492 (39,195)	—0,033 o (—1,050)	0,994	0,051
7.47	0,6	0,4	—4,976	1,524 (38,681)	—0,037 o (—1,173)	0,993	0,052
7.48	0,4	0,4	—5,408	1,607 (37,290)	—0,039 o (—1,181)	0,993	0,054

La primera conclusión que salta a la vista es que la definición más apropiada para la demanda de dinero en el período considerado parece ser la más restrictiva; no obstante, como en las funciones a largo plazo, la definición *M3A* es prácticamente tan buena como la anterior.

Para *M1A*, juzgando por los R^2 , no se pueden mostrar preferencias manifiestas acerca de una u otra elasticidad de expectativas de la renta real. Sin embargo, atendiendo a la significación del coeficiente de la renta real b , los mejores resultados se obtienen con $w = 0,8$, lo cual viene a mostrar cómo la renta corriente pesa de manera dominante en la formación de expectativas de renta; se confirman, también, los excelentes resultados obtenidos en las estimaciones a largo plazo: la hipótesis $w = 1$ en que éstas se fundaban, queda prácticamente verificada. Usando las definiciones *M2A* y *M3A*, la conclusión anterior se ve reforzada: la demanda de dinero arroja mejores resultados, atendiendo al estadístico t de la variable $\log(Y/P)$ y al R^2 , cuando $w = 1$. Se puede concluir, pues, con una razonable confianza, que la formación de expectativas de renta atiende de manera casi dominante a la renta corriente (o, lo que es lo mismo, que la renta corriente refleja bien, para los años considerados, a la renta permanente).

Esto se pone de manifiesto en el gráfico 1. En él se presentan las estimaciones del logaritmo neperiano de la renta esperada en el período 1952-1970, con las elasticidades de expectativas $w = 1$ (renta corriente), 0,8, 0,6 y 0,4. El gran paralelismo de todas las series explica los excelentes resultados que todas arrojan en la estimación de la demanda de dinero; en qué medida ha sido el crecimiento suave y sostenido de la renta real en los últimos años lo que justifique esos resultados no queda claro en las estimaciones: si la renta hubiese fluctuado de forma más violenta, probablemente se hubiese observado más la diferencia entre los cálculos basados en la renta permanente o esperada y los fundados en la renta corriente.

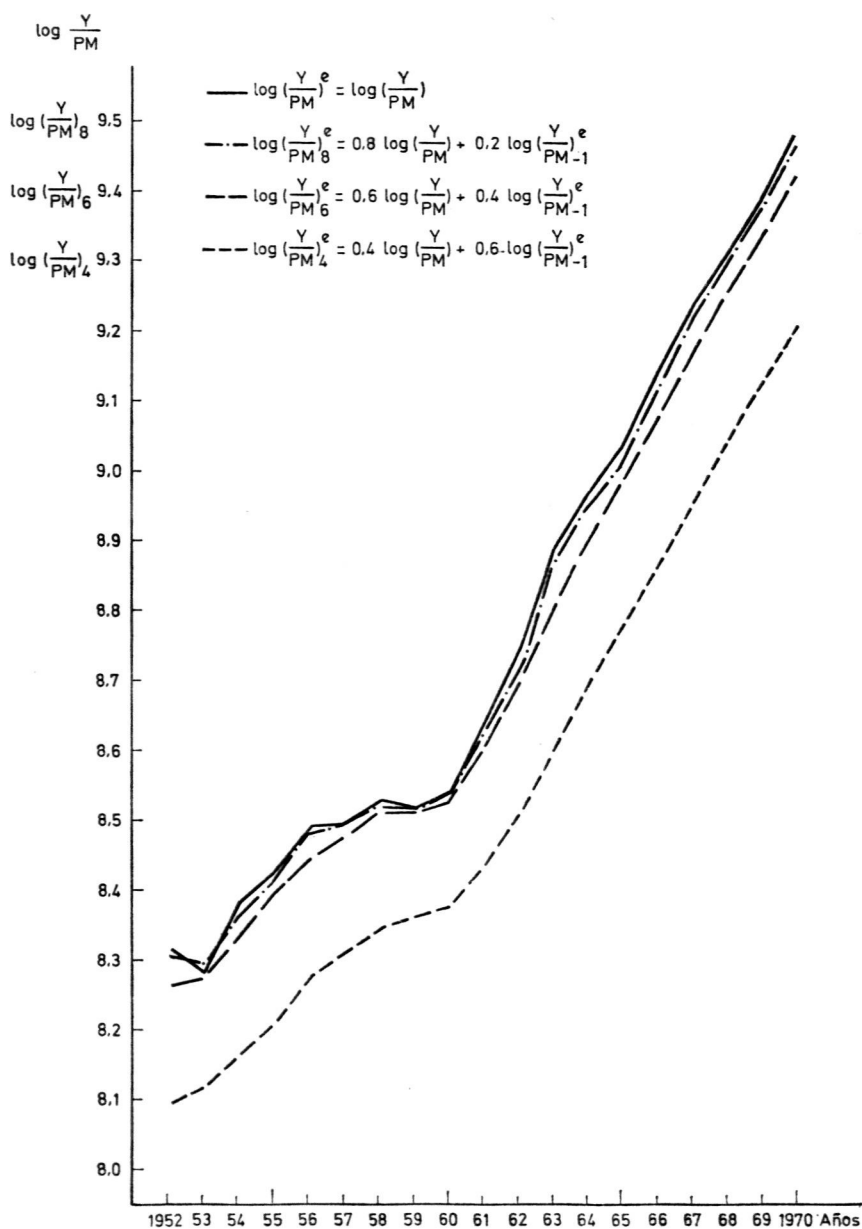
Los coeficientes de correlación parcial entre M/P e $(Y/P)^e$ vienen a confirmar plenamente las conclusiones anteriores. Dichos coeficientes son los siguientes:

	<i>M1A</i>	<i>M2A</i>	<i>M3A</i>
$w = 1$	0,998	0,971	0,996
$w = 0,8$	0,998	0,970	0,996
$w = 0,6$	0,998	0,969	0,996
$w = 0,4$	0,997	0,969	0,996

La adición de la tasa esperada de cambio de precios no añade sino alguna milésima al coeficiente de determinación, respecto del calculado sólo con la renta real esperada.

La escasa significación de la tasa esperada de inflación resulta del estudio de la tabla 7, atendiendo a la variable $(P')^e$. La significación del coeficiente c ,

GRÁFICO 1



medida por el estadístico t , es muy reducida. Por otro lado, los coeficientes de correlación parcial entre M/P y $(P')^e$ son los siguientes:

	M1A	M2A	M3A
$v = 1$	0,155	0,133	0,170
$v = 0,8$	0,229	0,217	0,250
$v = 0,6$	0,350	0,350	0,375
$v = 0,4$	0,546	0,553	0,571

Son valores suficientemente bajos como para apoyar la conclusión de que la tasa esperada de cambio de precios no es una medida idónea del coste de oportunidad de guardar dinero (o que éste no figura en las funciones que analizamos como variable relevante).

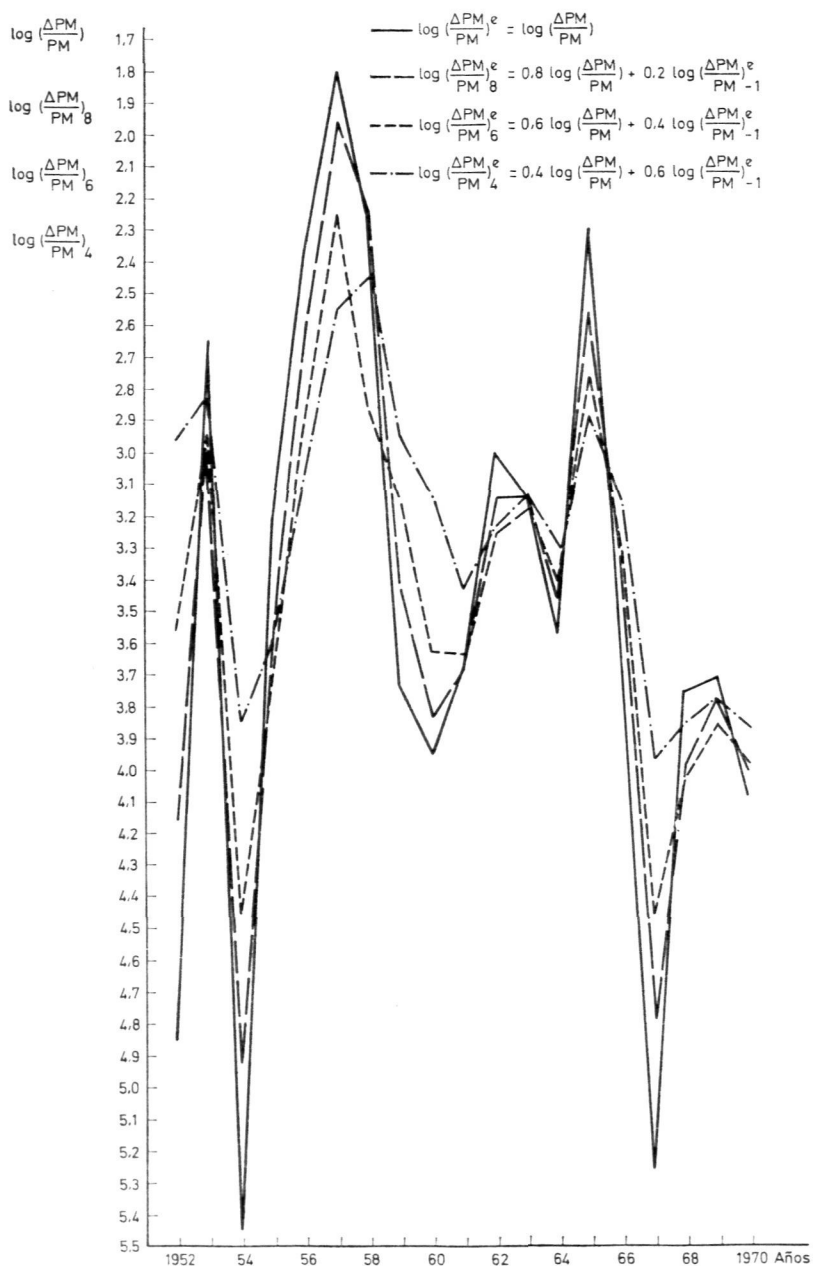
No obstante, los resultados son tanto mejores cuanto más baja es la elasticidad de expectativas considerada. En efecto, para $v = 0,4$, los ajustes son los mejores, e incluso mejora la R^2 de toda la ecuación. Ello puede querer decir que la formación de expectativas de inflación es muy lenta por parte de los españoles; que éstos atienden a los precios más remotos, dándoles mayor peso (relativamente, no en términos absolutos) que a los más próximos. Esto estaría en abierta contradicción con lo que parece ser la experiencia cotidiana, con lo que cabe esperar de una economía que tiene una tasa de inflación no despreciable y con las estimaciones llevadas a cabo por otras fuentes. El gráfico 2 puede ayudarnos a resolver esta aparente contradicción. En él se recogen los logaritmos neperianos de la tasa esperada de inflación para $v = 1$ (precios corrientes), 0,8, 0,6 y 0,4. Se puede apreciar cómo la tasa corriente fluctúa considerablemente: cualquier ajuste con cifras anuales en que aparezca será, probablemente, deficiente. La reducción de la elasticidad de expectativas tiene como efecto suavizar la serie; por tanto, es lógico que los ajustes con ellos sean mejores, pero esto no evidencia que la formación de expectativas de inflación de los españoles sea muy retardada: más bien cabe atribuir los resultados a la peculiar construcción estadística utilizada.

Quedan por revisar los valores de las elasticidades renta y tasa de inflación resultantes de la tabla 7. La primera ofrece resultados muy similares a los obtenidos con funciones a largo plazo: 1,11-1,22 para M1A, 1,36-1,49 para M2A, 1,49-1,63 para M3A, y es más elevada cuanto más bajo es el coeficiente de formación de expectativas. Este fenómeno, que también se observó en otros estudios con renta permanente (cuando ésta discrepa significativamente de la corriente),¹² resulta obvio, dada la suavización de la serie resultante de la aplicación de [11].

En cuanto al coeficiente c , sugiere unas elasticidades de la demanda de dinero respecto de la tasa de inflación muy bajas (— 0,039 la más alta, en

12. Cf. M. FRIEDMAN, «The Demand for Money...», *op. cit.*

GRÁFICO 2



NOTA. — En ordenadas, las cifras son negativas.

valor absoluto). Sin embargo, habida cuenta de la inseguridad que comporta el uso de esa variable como medida del coste de oportunidad del dinero, de su casi nula significación estadística, y del signo incorrecto con que, frecuentemente, aparece, resulta lógico no conceder validez a esta conclusión. Por otro lado, y en la medida en que el proceso de ajuste se haya llevado a cabo en un año, el coste de oportunidad del dinero tendrá un papel de escasa relevancia, que puede verse elevado cuando se utilicen cifras mensuales o trimestrales.

Para acabar, se procede a una última estimación mediante un modelo más complicado, que incluye ecuaciones de renta permanente, precios permanentes y demanda de dinero. Las ecuaciones originales del modelo son:

1. Demanda de dinero:

$$\log \frac{M}{P_p} = a + c \cdot \log Y_{rp}$$

siendo P_p el nivel de precios permanentes (o esperados), Y_{rp} la renta real permanente (o esperada), y c la elasticidad de la demanda de dinero respecto de la renta (permanente).

2. Renta permanente:

$$\log Y_{rp}(t) = b \cdot \log Y_r(t) + b(1-b) \cdot \log Y_r(t-1) + \\ + b(1-b)^2 \cdot \log Y_r(t-2) + \dots$$

Es decir, la renta real permanente se forma como una suma ponderada de la renta real corriente (período t) y de las pasadas, en forma de retardo distribuido exponencialmente, siendo b la elasticidad de expectativas.

3. Precios permanentes:

$$\log P_p(t) = b \cdot \log P(t) + b(1-b) \cdot \log P(t-1) + \\ + b(1-b)^2 \cdot \log P(t-2) + \dots$$

Los precios permanentes (o esperados) se forman también en un modelo de retardos distribuidos exponencialmente, a partir de los niveles de precios corrientes y pasados. Se supone que la elasticidad de expectativas de los precios es la misma que la de la renta real (lo cual no tiene por qué ser necesariamente así).

A partir de las tres ecuaciones del modelo, se llega a la siguiente ecuación reducida:

$$\log Y_r(t) = A \cdot \log M(t) + B \cdot \log M(t-1) + C \cdot \log P(t) + D$$

siendo:

$$A = 1/(c \cdot b) \\ B = -(1-b)/(c \cdot b) \\ C = -1/c \\ D = -(1/c) \cdot a$$

que no puede estimarse por mínimos cuadrados simples, ya que debe cumplir la condición $A + B + C = 0$. Usando un programa apropiado para ello, resultaron los siguientes coeficientes:

	Para M1A	Para M3A
<i>c</i>	1,21	1,78
<i>b</i>	0,95	2,54
<i>a</i>	-1,90	-5,26

Las elasticidades-renta permanente obtenidas son mayores que las estimadas en capítulos anteriores, sobre todo la de M3A. Las elasticidades de expectativas ofrecen resultados dispares: la cifra para M1A, 0,95, viene a abonar la conclusión anterior de que la renta permanente (o esperada) viene a coincidir prácticamente con la renta corriente; pero la calculada para M3A supone un modelo de formación de expectativas que no concuerda con el teórico, dado que los signos se alternan.

VELOCIDAD-RENTA

La velocidad-renta del dinero, definida como cociente entre renta y cantidad de dinero,

$$V = \frac{Y}{M}$$

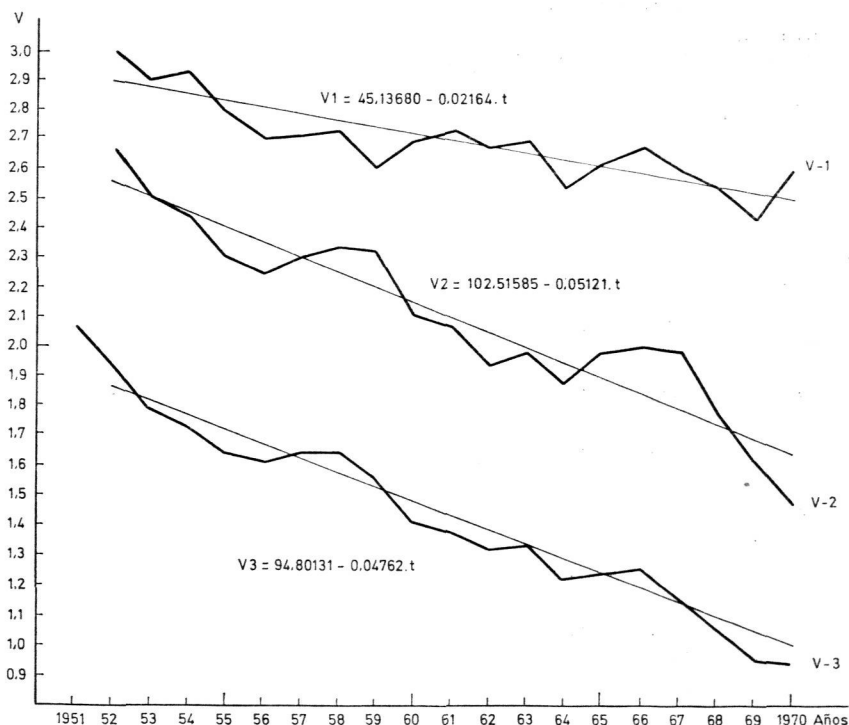
es una función de las mismas variables que determinan la demanda de dinero. Por tanto, la relación entre V y dichas variables no será sino un paralelo de la función de demanda de dinero. En este estudio, V se ha calculado con base en la definición de Y usada en este estudio (renta nacional) y en las diversas definiciones de M .¹³

La evolución de la velocidad-renta en el tiempo

El simple examen de los gráficos 3 a 6 pone de manifiesto el gran paralelismo existente entre todas las series de V , lo cual garantiza que las con-

13. Así calculadas, las V son idénticas a Y/M . Introduciendo el supuesto de que la velocidad calculada coincide con la deseada, porque el ajuste se ha llevado plenamente a cabo, se pueden utilizar como base de la función de velocidad-renta a largo plazo. La nomenclatura empleada para las series de V corresponde a la de las series de M . Con objeto de tener cifras aproximadas de velocidad que se remonten a los primeros años del presente siglo, se han calculado también tres series de V que no corresponden al concepto teórico, ya que se basan en las series auxiliares C1, C2 y C3.

GRÁFICO 3. — Velocidad-Renta, 1952-1970



clusiones a que se llegue con una de las series utilizadas serán aplicables a todas las demás, siquiera sea en términos cualitativos.¹⁴

Todas las series presentan una tendencia secular decreciente, más o menos marcada, por lo menos a partir de la primera guerra mundial. Hasta 1915, la tendencia es incierta, señalándose un claro ciclo; durante dicha guerra (1915-1920) la serie tiene otro ciclo muy marcado, a la par que experimenta un sensible desplazamiento hacia arriba, para bajar luego, con nuevas oscilaciones, hasta 1935. En el período de control de precios (1941-1950) las series presentan cifras inferiores a las normales según su tendencia, que se recuperan en 1951; a partir de entonces siguen una marcha de nuevo decreciente, con ciclos poco marcados. Todo esto nos lleva a estudiar por separado el comportamiento secular de V y sus movimientos en las diversas etapas por las que ha atravesado la economía española.

14. Es esto lo que nos ha animado al cálculo de las series auxiliares $VC1$, $VC2$ y $VC3$, que permiten extender nuestras conclusiones hasta 1901, con una razonable confianza de que lo que se dice de ellas será igualmente válido para las demás series que, por carencia de cifras, no han podido calcularse.

La tabla 8 recoge el resultado del cálculo de la tendencia secular de distintas series representativas de V ; ¹⁵ la 9 hace lo propio con las series en logaritmos.

La tendencia secular de V es, lógicamente, decreciente, sea cual sea la

TABLA 8

$$V = a + b \cdot t$$

Regresión número	Periodo	Definición de V	a	b	R^2	S
8.1	1952-1970	V1	45,13680	— 0,02164 (— 7,85322)	0,78392	0,06579
8.2	1952-1970	V2	102,51585	— 0,05121 (— 12,52895)	0,90227	0,09758
8.3	1952-1970	V3	94,80131	— 0,04762 (— 23,62063)	0,97042	0,04813
8.4	1923-1935 y 1951-1961	V1D	60,41275	— 0,02941 (— 10,31398)	0,82863	0,19416
8.5	1923-1935 y 1951-1961	V3D	67,34582	— 0,03340 (— 10,83496)	0,84401	0,20991
8.6	1923-1935 y 1951-1961	V3F	52,30663	— 0,02591 (— 6,55711)	0,66151	0,26913

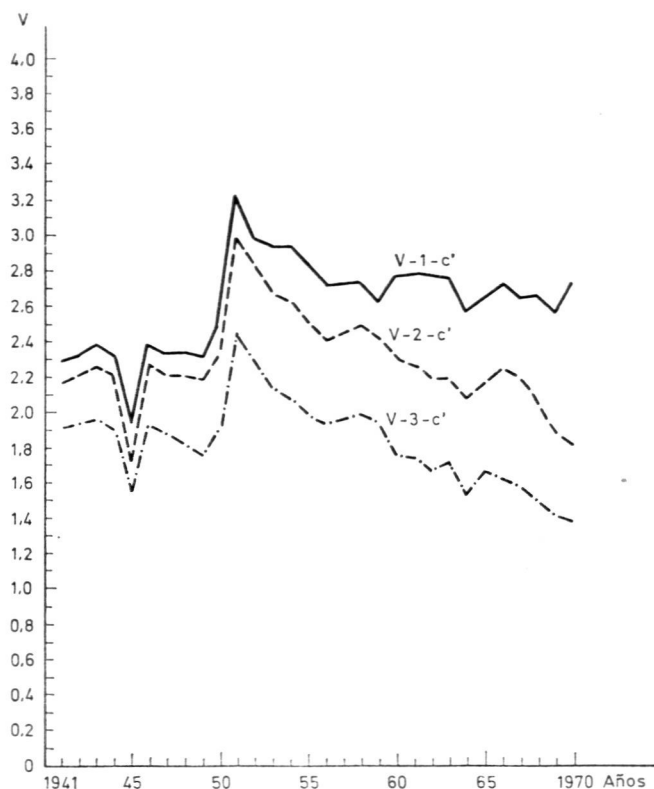
TABLA 9

$$\log V = a + b \cdot t$$

Regresión número	Periodo	Definición de V	a	b	R^2	S
9.1	1952-1970	V1	1,07052	— 0,00797 (— 7,89009)	0,78550	0,02412
9.2	1952-1970	V2	0,97835	— 0,02506 (— 11,15442)	0,87979	0,05363
9.3	1952-1970	V3	0,66855	— 0,03432 (— 23,91637)	0,97114	0,03426

15. Paralelamente a lo indicado para las funciones de demanda de dinero a largo plazo, el test de Durbin-Watson permite sostener la hipótesis de autocorrelación nula en la serie V1, es inconcluyente en la V3, y refleja autocorrelación positiva en V2 (y en las series referidas a períodos más antiguos).

GRÁFICO 4. — Velocidad-Renta, 1941-1970



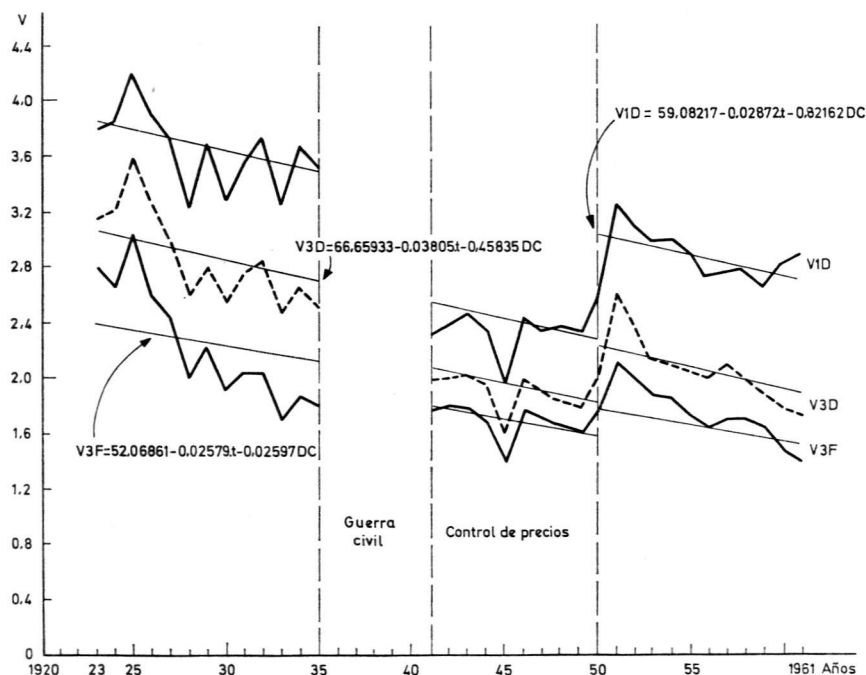
serie empleada;¹⁶ en esto concuerda con otros estudios llevados a cabo en España y en el extranjero. La mayoría de autores está de acuerdo en que la velocidad-renta calculada con base en la definición estricta de dinero (V1), experimenta un descenso secular, aproximadamente, a partir de la primera guerra mundial;¹⁷ la evidencia es mucho más reducida para los años ante-

16. La tendencia secular puede verse alterada por un defecto estadístico: las cifras más recientes de renta y cantidad de dinero suelen ser más perfectas y, habitualmente, más elevadas proporcionalmente. Aunque las cifras más antiguas se han corregido por elevación, no es seguro que se haya eliminado el sesgo que, además, no sabemos si es positivo o negativo. En todo caso, suponemos que dicho sesgo es pequeño y, por supuesto, no parece afectar al signo de la tendencia que aquí se analiza.

17. Algunos autores han hallado que la tendencia secular de V1 es prácticamente horizontal, en los Estados Unidos. Cf., por ejemplo, A. H. MELTZER, «The Demand for Money: The Evidence from the Time Series», *Journal of Political Economy*, LXXI, junio 1963. Obviamente, no es esto lo que ocurre en la economía española. No obstante, la velocidad calculada dividiendo la renta nacional por la circulación fiduciaria arroja un gráfico sin tendencia, una vez que se omiten los años 1915-1920 y 1941-1950. Esta serie no se ha incluido, pero puede verse en A. ARGANDOÑA, *Estado actual de las teorías sobre la inflación y su aplicación a la economía española*, tesis doctoral,

riores. Esto mismo se observa en nuestro país: aparte de las limitaciones que supone el uso de las series auxiliares VC1 y VC2, no es posible determinar inequívocamente si los movimientos cíclicos que se observan en ellas para 1901-1914 se superponen a una tendencia creciente, constante o decreciente. En todo caso, la tendencia a la baja resulta más patente para las definiciones más amplias de dinero; la serie que incluye los depósitos a plazo y de ahorro (V3) se comporta, a este respecto, de manera intermedia entre V1 y V2.¹⁸

GRÁFICO 5. — Velocidad-Renta, 1923-1961



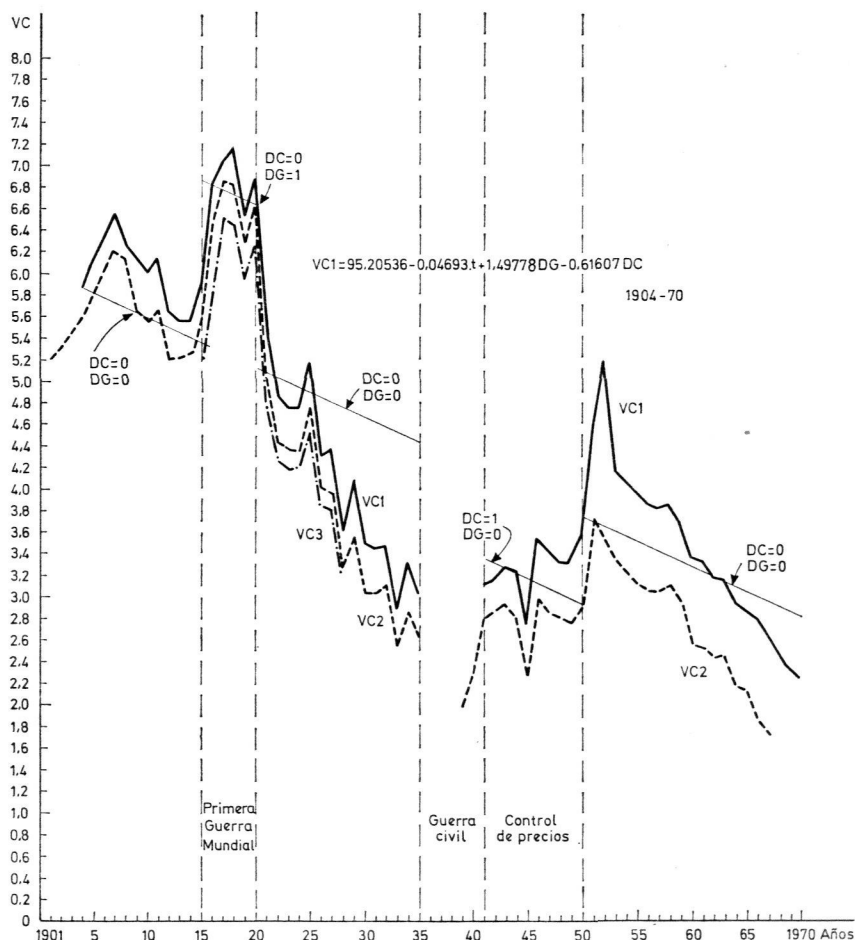
El gráfico 3 presenta las series V1, V2 y V3 con sus tendencias seculares calculadas (período 1952-1970); las distintas pendientes se ponen claramente de manifiesto en él. Las demás series aparecen recogidas en los gráficos 4 a 6.

No disponemos de estudios sobre la periodificación de los ciclos de la

Barcelona, 1969, pp. 1.015-1.017. Para los años más recientes, no se observa en las series de V la tendencia creciente que, por ejemplo, se identificó en Estados Unidos: al contrario, la tasa decreciente parece ser mayor aún en el período 1952-1970 que en los años 1923-1961.

18. La razón de esto hay que buscarla en que la tendencia decreciente de V, aparte de posibles factores como el cambio en los gustos del público, está relacionada directamente con el crecimiento de la renta. Siendo los depósitos a plazo los que tienen una mayor elasticidad-renta, aquella definición de dinero en que estos depósitos tengan un mayor peso relativo (la M2) tendrá, lógicamente, una tendencia secular decreciente más marcada en su velocidad.

GRÁFICO 6. — Velocidad de circulación de las series complementarias de oferta monetaria, 1901-1970



economía española que permitan contrastar la tesis de que la velocidad de circulación del dinero aumenta en las fases de expansión y se reduce en las de contracción. El análisis de los gráficos 3 a 6 sugiere que esto parece ser así, aunque la conclusión es necesariamente provisional. En cuanto a la tesis de Warburton de que la velocidad sigue con retardo los movimientos de la cantidad de dinero, parece probada también en líneas muy generales. Todo esto debe tomarse, sin embargo, como provisional, a la espera de futuros trabajos más precisos sobre este tema.

La función de velocidad-renta

La función de velocidad-renta depende, lógicamente, de las mismas variables que determinan la demanda de dinero. En las tablas 16 y 17 se recogen algunas relaciones entre la velocidad y su principal variable determinante, la renta real. Puede apreciarse cómo se confirman las conclusiones halladas con la función de demanda de dinero a largo plazo: el signo es correcto, la significación del coeficiente de Y/P es elevada, el R^2 también alto, etc. La relación entre V e Y/P se mantiene también cuando, mediante la serie VC1, nos remontamos a los primeros años del siglo: el resultado merece ser notado porque, pese a la variabilidad de V , su paralelismo con la renta real resulta evidente.¹⁹

LA EVOLUCIÓN EN EL TIEMPO DE LA DEMANDA DE DINERO Y DE LA VELOCIDAD-RENTA

El conocimiento de la función de demanda de dinero a largo plazo, de sus propiedades y coeficientes, de las cifras de la velocidad-renta del dinero, de su tendencia secular y sus determinantes, interesa como base para la elaboración de la política monetaria, así como para el estudio de la historia monetaria del país. Esto se intenta en esta sección, referido a la economía española de las siete primeras décadas del siglo actual.

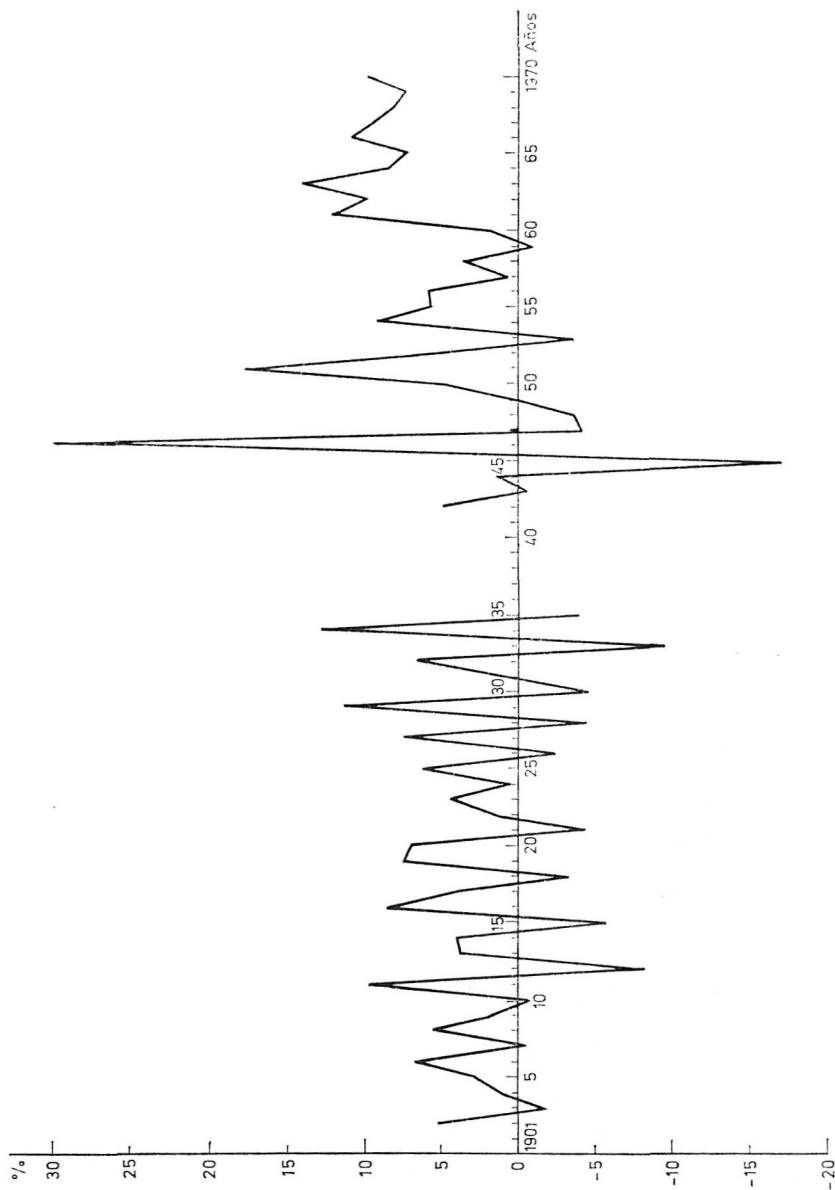
Los gráficos 3 a 6 ponen de manifiesto que en este orden de cosas hay seis períodos que merecen nuestra atención: 1901-1914, 1915-1920, 1921-1935, 1936-1939, 1940-1950 y 1951-1970. Seguidamente se analiza cada uno de ellos, aunque con muy somero detalle: en parte, porque no es nuestro intento hacer historia; en parte también, porque los hechos son aún demasiado poco conocidos (1901-1914, por ejemplo) o ya suficientemente conocidos (1960-1970).

1901-1914

El período que precede a la primera guerra mundial presenta un marcado ciclo en la evolución de la velocidad (series auxiliares VC1 y VC2, gráfico 6), con un máximo en 1907 y un mínimo en 1913. Coincide este período con una notable estabilidad del índice de precios al por mayor, en contraste con la década anterior, en tanto que el gráfico 7 muestra un aumento relativamente sostenido de la renta real. En estas condiciones, la elevación de las cifras

19. Si la velocidad guarda una estrecha relación con la renta real, es obvio que su inversa deberá guardarla también, aunque con signo contrario. La tabla 20 recoge los resultados de esta correlación, siendo ahora $1/V$ una medida del número de años de renta que los españoles demandan como dinero o, con otras palabras, el porcentaje de la renta anual que desean conservar en dinero, según las distintas definiciones de éste. El coeficiente b de la primera ecuación de la tabla 20 quiere decir que es menor que 5 millonésimas, pero significativo (como muestra el estadístico t).

GRÁFICO 7. — Porcentaje de variación anual de la renta real, 1901-1970
 Base: 1938 = 100 (índice de precios al por mayor)



de velocidad refleja el crecimiento más lento de la oferta monetaria que el de la renta real; lo contrario ocurre en la fase de velocidad decreciente. Esto se pone de manifiesto en el gráfico 8: la tasa anual de crecimiento de la oferta monetaria fue baja (e incluso negativa en dos años) hasta 1907, y alta en adelante, coincidiendo, respectivamente, con las fases creciente y decreciente de la velocidad (VC1).²⁰

Las conclusiones a que podemos llegar para el período son muy vagas, debido a la incertidumbre sobre las cifras, a su escasa cobertura y al desconocimiento que tenemos de numerosos hechos. Todo hace pensar, sin embargo, que el alza de la velocidad hasta 1907 viene a coincidir con un reajuste de las expectativas del público: los años finales del siglo pasado fueron de fuerte inflación, debida a la desordenada financiación de las guerras coloniales. Liquidado el imperio en 1898, el gobierno se planteó en 1900 la necesidad de la vuelta a la austeridad presupuestaria y a la estabilidad monetaria; a ello responde el freno en los aumentos de la cantidad de dinero que pone de manifiesto el gráfico 8. Muestras de esa política son la reducción del tope de emisión de billetes en 1899 y unas medidas complementarias de 1902, el alza del tipo de redescuento de 1903, etc. Estas acciones tuvieron éxito, de forma que hasta 1908 no se llegó a igualar el volumen de circulación fiduciaria de 1899.²¹ En 1908 el gobierno abandonó esa política deflacionista, originando un aumento de los precios a la par con los aumentos de la oferta monetaria²² (ligeramente hasta 1912), contribuyendo a ello la expansión de las exportaciones y los superávits en la balanza de pagos resultantes de la política deflacionista.²³

1915-1920

Cuando la Comisión para el Patrón Oro estudió la economía española en 1929, estimó que había habido en 1914 un aumento del atesoramiento (sobre

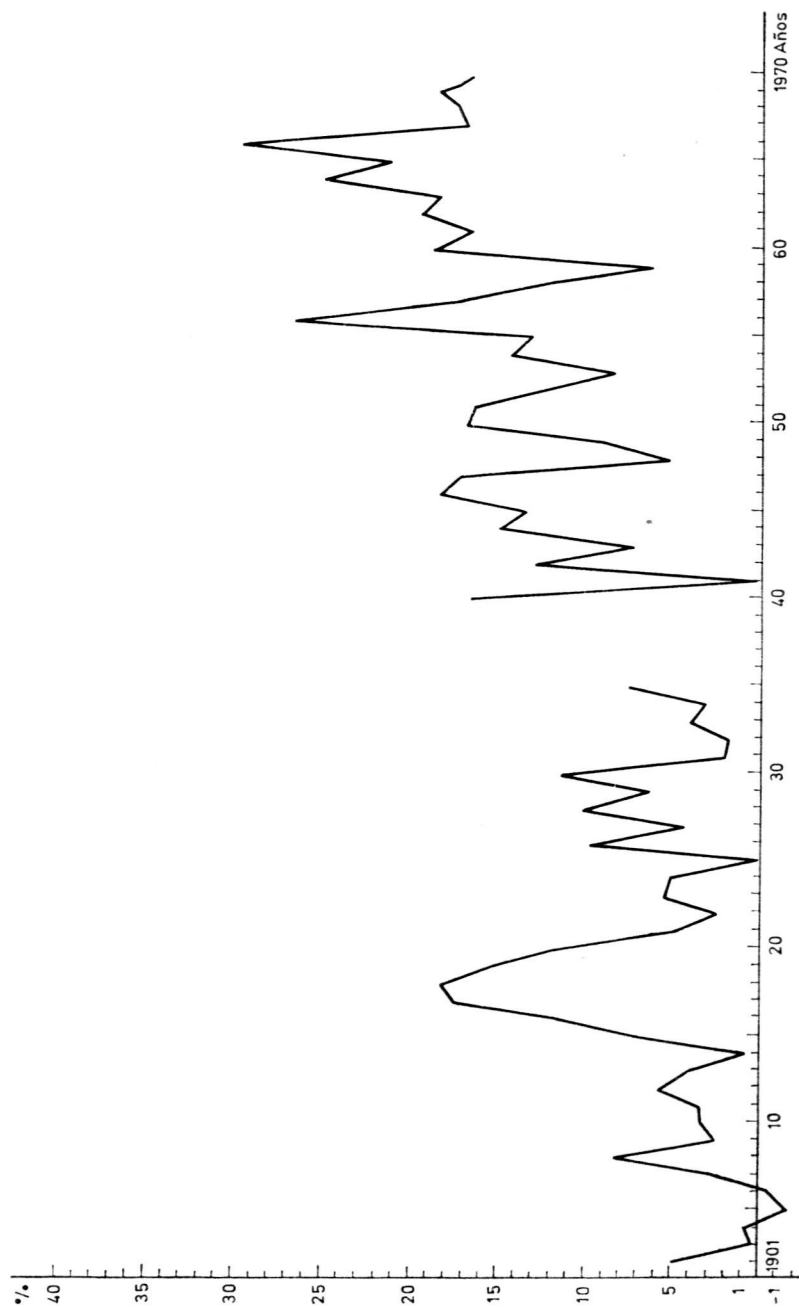
20. Esto nos pone ya sobre aviso de una dificultad: la excesiva variación de las cifras de *V* debidas a oscilaciones en *Y* y/o en *M*. Una vez más, lo relevante es la demanda «permanente» de dinero o la velocidad «deseada», no la corriente.

21. Las series empleadas para calcular la cantidad de dinero y, por tanto, la velocidad y la demanda de dinero, omiten la circulación de moneda metálica que, aunque menos importante, era aún elevada hasta la primera guerra mundial.

22. Los tipos de interés (por lo menos los que valoran el rendimiento de la deuda pública) se redujeron hasta 1909. Si, a pesar de ello, la demanda de dinero también lo hizo, por lo menos en parte del período, parece ser debido al reajuste de expectativas señalado, a que el tipo citado no sea el relevante o, más probablemente, a que la demanda de dinero era, en aquellos momentos de subdesarrollo en nuestro sistema financiero, muy poco sensible al coste de oportunidad que dicho tipo pretende medir.

23. Durante la última década del siglo pasado y los primeros años del actual, la economía española estuvo relativamente desconectada de la de los demás países. La depresión europea de los años 90 (que tuvo su mínimo en 1896) apenas se apreció en la economía de nuestro país, quizá por la política expansiva (inflacionista) de las guerras coloniales. A partir de 1906, coincidiendo con el cambio de tendencia de nuestra economía, sus movimientos volvieron a acompasarse con los del exterior; dada la tendencia alcista de los precios y la renta en Europa, esto puede explicar, en parte, la marcha de la inflación y la producción en nuestro país, hasta la primera guerra mundial.

GRÁFICO 8. — Variaciones porcentuales de la serie auxiliar C1
de oferta monetaria, 1901-1970



todo de monedas de plata) respecto de épocas anteriores,²⁴ que puede asociarse al estallido, en agosto de dicho año, de la primera guerra mundial (aunque España no fuese país beligerante). Este fenómeno invitaría a pensar en un aumento de la demanda de dinero, debido a la incertidumbre del público. Pero no fue así, sino todo lo contrario.

El gráfico 6 pone de manifiesto que la velocidad se desplazó bruscamente hacia arriba, permaneciendo a niveles elevados mientras duró la guerra. Ello puede deberse a una ola de optimismo y confianza (relacionada con los excelentes resultados que la guerra tuvo para la economía española), por la inflación consiguiente y por el hecho de no ser España país beligerante.²⁵

A partir de 1915 y hasta 1928 disponemos de una estimación (calculada por la citada Comisión para el Patrón Oro) de la circulación de moneda de plata en el país.²⁶ Probablemente porque la cifra de billetes es ya dominante, o porque efectivamente la plata se comporta igual que el papel, la serie VC3 se mueve con un paralelismo muy estrecho respecto de las VC1 y VC2. Nuestras estimaciones basadas en la circulación fiduciaria no falsean, pues, la realidad de manera apreciable.

Los topes de emisión de billetes, reducidos como ya se ha dicho en 1899, se elevaron en agosto de 1914 y, en sucesivas etapas, hasta 5.000 millones en 1920. El superávit de la balanza de pagos se materializó en un fuerte aumento de las reservas de oro del Banco de España (674 millones de pesetas en 1913, 2.539 en 1920). Y todo ello se tradujo en fuertes aumentos de la oferta monetaria (gráfico 8). En estas condiciones los precios crecieron fuertemente, lo que puede explicar la fuerte reducción de la demanda de dinero de los españoles en un ambiente de confianza y cierta euforia en que la renta real creció moderadamente. Parece preferible considerar el período 1915-1920 como una excepción al movimiento de la velocidad de circulación del dinero, por las circunstancias indicadas: se produce un aumento de una sola vez en VC1, que se invierte al acabar la contienda. En la tabla 12 se estudia la tendencia secular de la velocidad VC1, utilizando la variable ficticia *DG* para medir el impacto de la guerra (esta variable toma el valor 0 para los años distintos a 1915-1920, y el valor 1 para los mismos, equivaliendo, pues, a un desplazamiento en la escala). Ese desplazamiento resulta ser de 1,50 unidades; el coeficiente de *DG* es significativo al nivel de probabilidad del 1 por ciento.

24. «Dictamen de la Comisión nombrada por R. O. de 9 de enero de 1929 para el estudio de la implantación del Patrón Oro», reproducido en *Información Comercial Española*, febrero de 1960, p. 56.

25. El atesoramiento de la plata debió ser una medida defensiva contra la esperada desvalorización del papel y un cierto colchón de seguridad ante la guerra. Los billetes, no obstante, circularon con mayor velocidad que antes, contrapesando la acumulación del metal. Parece que el atesoramiento de la plata tuvo lugar antes del período 1915-1920; el aumento de la circulación de plata (importante en 1918-1919) hay que atribuirlo al desatesoramiento de la misma (quizá como fruto de la inflación), pues la acuñación metálica estaba prohibida desde 1901.

26. Véase la serie C3, en el cuadro 5 del trabajo citado en la nota 1.

1921-1935

Acabada la guerra, la velocidad volvió a su nivel normal y continuó con su tendencia decreciente. Los «picos» que presenta se deben a la forma de «dientes de sierra» de las estimaciones de la renta y de la oferta monetaria en el período.

La marcha de los precios en el período es relativamente estable, sobre todo a partir de 1925. La vuelta de la velocidad a su nivel normal, tras la guerra mundial, puede explicar, en términos de una elemental ecuación de cambios, la reducción de precios de 1922. La guerra de Marruecos (1921-1925) aceleró la creación de dinero, sobre todo en 1923-1924, provocando una subida de precios mayor, sobre todo en el último de dichos años. En 1925 parece que hubo una ligera estabilización al acabar la guerra, cuyo efecto estadístico sobre la velocidad es un alza por encima de su nivel normal. Quizá fue esta estabilización la causa de la ligera recesión de 1926 y de la caída de precios de 1926-1928; de todas maneras, la oferta monetaria volvió a crecer a ritmos elevados, debido principalmente al programa de obras públicas con que la dictadura intentaba reducir el desempleo. En los años 1930 y 1931 tuvieron lugar algunos esfuerzos estabilizadores, a raíz de los informes de Rist (1929) y Quesnay (1930) y de las medidas de Ventosa en el último gobierno de la monarquía.

La depresión mundial debió hacer notar sus efectos en España, sobre todo en 1933 como se aprecia en el gráfico 7, que acusa una reducción de la renta real de casi un 10 por ciento; los precios también descendieron (como fruto de la estabilización, del atesoramiento extraordinario que parece se dio al proclamarse la república y de la depresión de 1933), y hasta el rendimiento de valores acusó la coyuntura.

Hemos dicho que en 1921 vuelve la normalidad a la demanda de dinero. Sin embargo, comparando la pendiente de la recta estimada como tendencia de $VC1$ (1901-1914, 1921-1935 y 1951-1970) con las cifras reales de la misma para el período que aquí nos ocupa, resulta obvio que discrepan (gráfico 6). Esto es también manifiesto en el gráfico 5: la tendencia de $V1D$ parece coincidir con la de 1951-1961, pero no así la de $V3D$ y menos aún la de $V3F$. Esto puede indicar que en los años 20 y 30 los distintos activos que componen la oferta monetaria tienen comportamientos diferentes; puede ser también indicio de un cambio en la tendencia secular de V en el período entre guerras, o reflejo de un mero error estadístico. Por otro lado, la tendencia secular de $V3D$ y $V3F$ es sensiblemente diferente de la de $V3$ (aquellas series abarcan los años 1923-1935 y 1951-1961; ésta los años 1952-1970). La tendencia secular de las series que incluyen los años de antes de la guerra civil es menos pronunciada a la baja, precisamente porque decrecen más fuertemente las cifras de V para dicho período. Igualmente, el R^2 y los niveles de significación de los coeficientes son más bajos (pero aún aceptables). Sólo las series $V1D$

y $V1$ muestran tendencias acordes, lo cual hace suponer que el fenómeno considerado afecta, sobre todo, a los depósitos de ahorro y a plazo.²⁷

Si en lugar de observar la velocidad-renta prestamos atención a la demanda de dinero en términos reales, llegamos a parecidas conclusiones. En efecto: la elasticidad-renta de la demanda de dinero para los años 1923-1935 (o 1921-1935, según las series) es sensiblemente mayor que para 1951-1970.²⁸ Para la serie auxiliar $C1$, pasa de 1,265 en 1904-1914 a 2,810 en 1921-1935 y a 1,555 en 1951-1970. Las cifras correspondientes a series teóricamente más «ortodoxas» son similares: la elasticidad-renta de $MB1D/PM$ es de 1,26 en 1923-1935 y la de $MB1C/PM$ de 1,10 en 1951-1970; las de $MB3D$ y $MB3C$ equivalentes son 1,92 la primera para 1923-1935 y 1,38 la segunda para 1951-1970, y las de $M3F$ y $M3E$ son, respectivamente, 2,79 y 1,52.

En el gráfico 9 aparece la nube de puntos $C1/PM$ e Y/PM , para los años 1904-1920 y 1921-1935. Resulta obvio, a la vista del mismo, que los primeros años presentan una relación entre dinero (la serie auxiliar citada) y renta, en términos reales, que es distinta de la del período entre guerras.

Hasta este punto sólo hemos detectado el fenómeno: la demanda de dinero se hace mucho más elástica a la renta en el período 1923-1935; su velocidad adquiere una tendencia decreciente mucho más pronunciada. ¿Cuáles son las causas de ello? Analizamos seguidamente algunas de las posibles explicaciones teóricas de este comportamiento, ninguna de las cuales resulta satisfactoria.

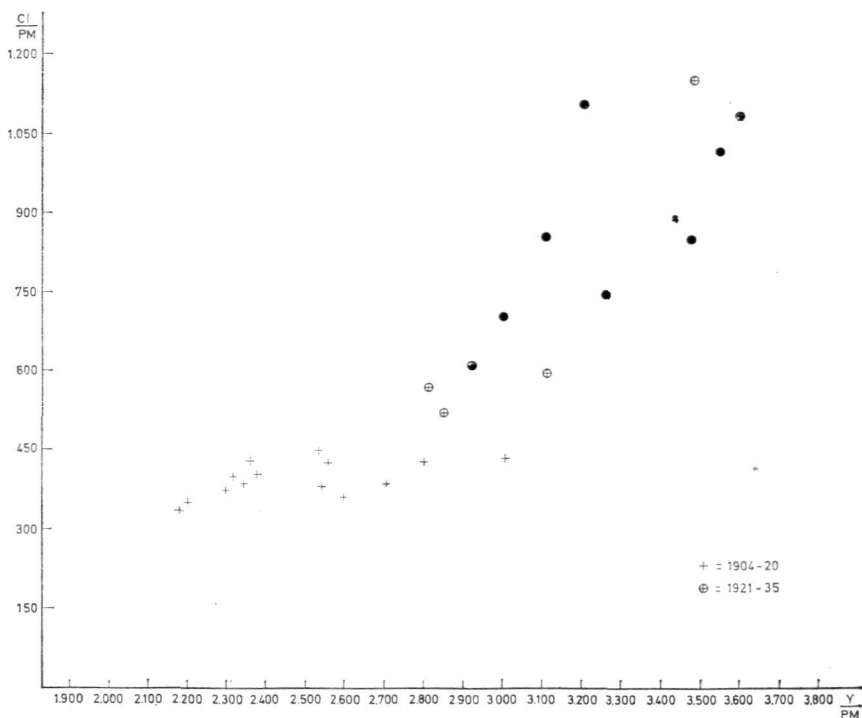
1) El período puede ser considerado de depresión y, en ella, la velocidad se reduce, normalmente, respecto de la tendencia secular. Ahora bien, el largo período 1921-1935 difícilmente puede llamarse de depresión cíclica, si atendemos a la evolución de la renta real. Por otro lado, el gráfico 5 muestra que el decrecimiento tiene lugar, sobre todo, antes de 1927, y la gran depresión parece llegar a España ya entrada la década de los 30. Las cifras de paro de la época, aunque incompletas, no hacen pensar en una depresión particularmente importante para los años 1923-1927 (aunque en 1925 hubo una cierta estabilización, al final de la guerra de Marruecos).

2) Un tipo de interés o una tasa de inflación fuertemente decrecientes, que redujesen el coste de oportunidad de guardar dinero, podrían inducir a aumentar de manera sensible la demanda del mismo. Ahora bien, no se aprecia una tendencia decreciente notable ni en el rendimiento de la deuda pública ni en el de las obligaciones; tampoco parece que hubiese un cambio notable en la tasa de inflación. Además, ello no justificaría un movimiento continuado a la baja durante años sino, en todo caso, un desplazamiento de una vez por todas.

27. Conclusiones parecidas se deducen al comparar las pendientes de las series $V3D$ y $V3F$ con la de $V3C$ (tabla 3). Abarcando años distintos, sin entrar la última en el período de preguerra, la tendencia secular de las primeras es más suave. Observando el gráfico 3, la explicación dada más arriba salta a la vista: la tendencia secular decreciente de las series $V3D$ y $V3F$ es más pronunciada para 1923-1935 que para años más recientes (y lo mismo cabe decir de $VC1$ y $VC2$).

28. Lo que se dice aquí sobre la demanda de dinero puede verse profundamente desarrollado en el trabajo citado en la nota 1.

GRÁFICO 9. — 1904-1935



3) Un aumento de la incertidumbre del público podría justificar una baja de la velocidad. Esta incertidumbre podría venir ligada a fenómenos sociales y políticos: las conmociones de este tipo, sin embargo, tuvieron lugar sobre todo, a partir de 1930 (caída de la dictadura) y 1931 (implantación de la república); tampoco explicarían una baja continuada de la velocidad sino, en todo caso, un descenso de una vez por todas, probablemente en fecha posterior a lo que las cifras muestran.²⁹

4) Cuando se raciona un bien, la demanda de sus sustitutivos resulta más elástica a la renta. Pero nada hace pensar que los sustitutivos próximos del dinero hayan sido racionados en el período 1921-1935: precisamente el mayor incremento tiene lugar, en este período, en los depósitos en Cajas de Ahorro, y ni la historia ni las series de rendimientos de títulos hacen pensar que algunos de sus sustitutivos fueran objeto de control particular (sobre todo en relación

29. Este atesoramiento por razones de precaución e inseguridad socio-política tuvo lugar, según J. A. VANDELLÓS (*El porvenir del cambio de la peseta*, Instituto de Investigaciones Económicas, Barcelona, 1936, p. 88).

con el período 1904-1914 y 1951-1970, y habida cuenta de la reducida sensibilidad de la demanda de dinero a los costes de oportunidad del mismo).

Desechados los argumentos teóricos, no queda sino recurrir a los estadísticos, que tampoco son concluyentes.

1) El fenómeno podría estar ligado al carácter sospechosamente oscilante de las series de renta y oferta monetaria en este período. Ahora bien: no parece que esto pueda provocar una tendencia secular de V más fuertemente decreciente que en otros períodos, y consiguientemente una elasticidad-renta más elevada para la demanda de dinero. En todo caso, cabría esperar que los coeficientes de regresión perdiesen su significación y los R^2 se redujesen sensiblemente. Ambos efectos tienen lugar pero en una medida limitada; los resultados son aún ampliamente aceptables.

2) El siguiente punto a considerar es la posibilidad de un sesgo decreciente de la renta calculada para esos años (el numerador de V). Pero esto justificaría, en todo caso, que las cifras de velocidad obtenidas estuviesen sesgadas por defecto, y no parece que pudiera introducir una tendencia secular decreciente en las series de velocidad-renta.

La última explicación a tomar en cuenta es la posibilidad de que las cifras de M estén sometidas a un sesgo creciente en el tiempo, que introduzca una tendencia secular falsa en la serie de V . Dadas las fuentes de donde se toman y los reparos que se pueden poner a su contenido, es muy posible que haya diferencias notables entre las cifras ofrecidas y las reales (aunque no hay evidencia de que esto haya dado lugar a un sesgo creciente entre 1923 y 1935). Por supuesto, las series incluyen tan sólo los depósitos de la banca inscrita, y las fuentes indican que ésta corresponde al 85 por ciento de la banca (lo que no quiere decir que tengan un error del 15 por ciento, pues probablemente la banca no inscrita fue la de menor volumen de depósitos). Pero, además, esto daría lugar, en todo caso, a una subvaloración de toda la serie de M (una sobrevaloración de la de V), no a una tendencia secular espuria, salvo que el número de bancos inscritos haya variado en el tiempo, incluyendo cada vez nuevos bancos, lo cual sí podría introducir una distorsión si las cifras de años anteriores no fueron corregidas convenientemente, cosa de la cual no tenemos noticia.

En el gráfico 5 podemos apreciar que la serie $V1D$ tiene, aproximadamente, la misma tendencia antes y después de la guerra (eliminados los años del control de precios), lo cual no parece compatible con una decreciente subvaloración de la serie $MB1D$ antes de la guerra. Además, es de esperar que las cifras sean más completas en los años más próximos a 1936; luego la tendencia secular espuria creciente de $MB1D$ (y decreciente de $V1D$) sería más acusada para los años 30. Sin embargo, la serie $V1D$ tiene desde 1927 una tendencia aproximadamente horizontal, contra lo que la hipótesis del sesgo indicaría.

Observando la marcha de $V3D$ (gráfico 5), su tendencia para el año 1927 y siguientes es, aproximadamente, la misma que para el período 1951-1961,

también contra la hipótesis del sesgo espurio por subvaloración de las cifras de *MB3D*.

Son las tendencias seculares de *VC1* y de *V3F* las más acusadas: esto sugiere que fueron los depósitos en las Cajas de Ahorro los que crecieron más que proporcionalmente durante el período 1923-1936. Este crecimiento pudo ser también anormal (por un perfeccionamiento progresivo de las estadísticas, por ejemplo), pero parece poco probable que esto cree un sesgo tan marcado como el que acusa, verbigracia, la *VC1* (ver gráfico 6). ¿Qué es lo que pudo originar ese crecimiento de los depósitos en las Cajas? No hemos encontrado una explicación satisfactoria a este fenómeno. Que el público perdiese confianza en los bancos, y aumentase los depósitos en las Cajas pudo ocurrir en algunos períodos³⁰ pero esto difícilmente puede dar cuenta de todo el fenómeno durante el largo período considerado. Por otro lado, entre 1923 y 1935, los depósitos en las Cajas crecieron en un 302 por ciento, frente a un aumento de la renta real del 13 por ciento. En un período «normal» de similar duración (los años 1951-1963) el crecimiento de los depósitos en las Cajas fue del 643 por ciento, frente a un aumento de la renta real del 239 por ciento. Aun corrigiendo las cifras de depósitos por el ritmo de la inflación, resulta una elasticidad-renta de la demanda de depósitos en las Cajas de 6 a 8 veces mayor en 1923-1935 que en 1951-1963, lo cual no parece justificable, abandoando también la necesidad de tomar con reservas las cifras empleadas.

En conjunto, y dado que no parece que el fenómeno que consideramos sea explicable por causas económicas, nos inclinamos a pensar que existe una falsa tendencia secular en las series de *M* y *V*; aunque no encontramos sino evidencias parciales y no concluyentes, su posible causa parece ser un defecto en las series de dinero y velocidad, referidas al período 1921-1935 (concretamente, aquellas en que aparecen depósitos en las Cajas de Ahorro).

1936-1939

Desde el punto de vista monetario, el período 1936-1939 es uno de los más interesantes de nuestra historia. En él se dieron un cúmulo de circunstancias, ligadas a la guerra que estalló el 18 de julio de 1936, que alteraron el funcionamiento normal de la economía española de una manera tal que pocas veces se dispondrá de un «laboratorio» tan adecuado como aquél (aun con sus trágicas circunstancias) para estudiar fenómenos económicos excepcionales en nuestra nación. Al propio tiempo, la escisión del país en dos zonas supuso la posibilidad de «experimentar» con distintas políticas en lo que hasta poco antes había sido una misma nación. En lo que aquí nos interesa carecemos de cifras de oferta de dinero, de renta nacional, de rendimiento de la deuda, etc.; sólo disponemos de cifras (no demasiado fiables) sobre las alzas de precios.

30. Al acabar la primera guerra mundial se produjeron crisis bancarias, por ejemplo en Cataluña, a raíz de los cierres del Banco de Barcelona, del de Tarrasa, etc.

No obstante, será de utilidad hacer algunas consideraciones acerca del período.

Ambas zonas aplicaron políticas diferentes, desde el punto de vista económico, bien por ser distintas sus convicciones, bien porque se vieron forzadas a ello por las necesidades del momento. El 18 de julio de 1936 la central del Banco de España y las de todos los bancos importantes del país quedaron en zona republicana. Por ello, el gobierno nacional tuvo que recurrir a medidas de financiación más difíciles que el republicano. Para éste, la tentación de los anticipos del Banco de España fue muy grande, y quizá no pudo recurrir a otras medidas: de ahí que mientras el Banco de España con sede en Burgos llevó a cabo anticipos al gobierno nacional por un importe de unos 9.000 millones de pesetas, el de la zona republicana hizo lo propio por 23.000 millones, y en tanto que el primero elevó la circulación de billetes de 5.451 millones de pesetas (1936) a 8.707 millones (1939), el segundo pasó de 3.427 millones (1936) a 16.637 (1939). Esto explica las diferentes tasas de inflación en ambas zonas y los diferentes comportamientos del público, a lo que hay que añadir la diferente dotación de recursos (más industria en la zona republicana, más agricultura en la nacional) y la cuestión del bloqueo de cuentas y discriminación contra la moneda de la otra zona.

El gobierno nacional implantó pronto severas medidas para el control de la inflación. Los precios fueron congelados al nivel del 18 de julio de 1936 (D. 13-10-1936), se prohibieron las subidas de salarios, se establecieron precios de tasa para casi todos los productos, etc. No fue necesario el racionamiento generalizado, debido a que la oferta (sobre todo de alimentos) fue relativamente abundante en la zona nacional. Con ello, y sobre todo con la política monetaria poco expansiva que se ha comentado, los precios en la zona nacional apenas subieron un 30 por ciento en los años de la guerra.

Hay que mencionar también la política de financiación de los gastos del gobierno de la zona nacional durante 1936-1939. Como en dicha zona, tal como quedó delimitada el 18 de julio de 1936, sólo se recaudaba el 30 por ciento de los ingresos de la Hacienda, el déficit era muy notable. Para su cobertura se suspendió el pago de intereses de la deuda pública (D. 11-8-1936),³¹ se aplazó el pago del 60 por ciento de los suministros de guerra, se redujeron numerosos capítulos de gastos del presupuesto estatal, se recurrió a la requisa de edificios y automóviles, se establecieron donativos y suscripciones voluntarias y se crearon nuevos impuestos. El resto de los gastos del gobierno se cubrió con los anticipos del Banco de España de Burgos y con préstamos y donaciones extranjeros.

En el lado republicano la financiación fue fuertemente inflacionista. Estudios llevados a cabo al final de la guerra para el desbloqueo de las cuentas corrientes del lado republicano indican que los precios subieron en un 869,57 por ciento (enero 1939 respecto de julio 1936).³² Este hecho nos induce a es-

31. Se reanudó el pago por L. 12-5-1938.

32. Cf. H. PARÍS, «Sobre algunos problemas de la Ley de desbloques», *Moneda y Crédito*, septiembre 1945.

perar una fuerte «huida del dinero», con una elevada velocidad de circulación. A ello contribuiría, indudablemente, la noticia de que en la zona nacional, en expansión, no se admitía el dinero republicano emitido después del 18 de julio de 1936, y que las cuentas bancarias quedaban bloqueadas, perdiendo todo o parte de su valor. A pesar, pues, de que en épocas de incertidumbre se suele conservar dinero para atender a las contingencias, probablemente esto no ocurriría del todo en la zona republicana, a pesar del racionamiento y escasez de bienes de consumo.

A mediados de 1937 se estableció, a raíz de la toma de Bilbao por las tropas nacionales, el bloqueo provisional de las cuentas corrientes bancarias en las zonas que se ocupaban; en ello debieron influir motivos tanto políticos como de contención de la inflación. La Ley de 12-10-1938 reglamentó más detalladamente el bloqueo. Se distinguió inicialmente entre cuentas corrientes abiertas después del 18 de julio de 1936, cuentas corrientes abiertas antes pero modificadas después, contratos firmados en la zona republicana a ejecutar tras la guerra y billetes emitidos en dicha zona después del 18 de julio de 1936 (estos billetes quedaron sin valor en la zona nacional: Ley 12-11-1936).

Una Ley de 1 de abril de 1939 suspendió el pago en dinero de las obligaciones derivadas de contratos en la zona republicana, así como los saldos de cuentas corrientes entre comerciantes, en espera de la adopción de medidas finales sobre el tema. Éstas se reflejaron en la Ley de Desbloques, de 7-12-1939. Los criterios utilizados para establecer la convertibilidad de una moneda en otra fueron, al parecer, la relación entre el aumento de la circulación fiduciaria en ambas zonas (corregida por la reducción de la oferta de bienes), la cotización relativa de la peseta republicana y de la peseta nacional en París (separadas desde noviembre de 1936) y la relación entre los índices de precios calculados para ambas zonas. De resultados de estos criterios, la ley de desbloques establecía que los billetes republicanos emitidos después del 18 de julio de 1936 no tenían valor alguno; los de fecha anterior al 18 de julio de 1936 se admitían para el canje, a la par; los depósitos bancarios constituidos antes de dicha fecha y no aumentados ni reducidos posteriormente conservaban todo su valor; los posteriores al 18 de julio de 1936 (o la porción de los depósitos anteriores modificada durante la guerra), se traducían a pesetas nacionales de acuerdo con una tabla, según las fechas de las operaciones, y las cantidades adeudadas por el gobierno republicano después del 18-7-1936 no se reconocieron.

Como consecuencia, de los 16.000 millones de pesetas en billetes circulando en el lado republicano, unos 13.000 millones de pesetas quedaron sin validez, en tanto que las cuentas corrientes bancarias (unos 9.000 millones en cifras nominales) se redujeron a 3.000 millones. Ahora bien: el desbloqueo no iba a quedar sin efectos. La puesta en circulación de todo este nuevo dinero, junto con las especiales circunstancias de la economía española a partir de 1939, dieron lugar a unas tensiones y problemas que entran ya de lleno en el período siguiente.

1939-1950

El fin de la guerra llegó el 1 de abril de 1939, y con ello la inflación y las dificultades productivas de todo tipo. La caótica situación en que había quedado la agricultura, la carencia de stocks de primeras materias, la falta de ganado de labor y de maquinaria agrícola, las destrucciones de la guerra, las dificultades de transporte (por falta de material y mal estado de las vías de comunicación), la reducción de importaciones como consecuencia de la segunda guerra mundial, la necesidad de exportar alimentos a Alemania en pago de las deudas de guerra, etc., determinaron una oferta agrícola escasa, una fuerte reducción en la superficie cultivada y una baja productividad, así como una producción industrial menguada. Frente a este panorama, la demanda aumentó fuertemente, como consecuencia de un importante aumento de la oferta monetaria (gráfico 8), que se mantuvo a tasas elevadas y aun crecientes a lo largo de todo el período considerado, habida cuenta de que se había roto la relación de la peseta con el oro, que la ley de ordenación bancaria de 31-12-1946 permitió la fijación del límite de circulación fiduciaria por simple Decreto, y que se subordinó la creación de dinero al mantenimiento y fomento de la producción. Añádase a ello el déficit presupuestario, financiado en gran parte mediante deuda pública pignorable automáticamente, y se comprenderá por qué la oferta monetaria creció fuertemente y por qué los precios se dispararon.

Parece lógico, pues, que el gobierno adoptase medidas para contener la inflación; lo que no resulta tan lógico (conocidos los resultados) es que optase por el control de precios y no por unas políticas monetarias y fiscales más «ortodoxas». En todo caso, el período 1941-1950 es de «inflación reprimida». Una ley de 3-5-1939 estableció severas medidas de control de la industria, acerca del establecimiento de nuevas plantas, su ampliación y localización, la adquisición de nuevo equipo, etc. A principios de 1940 se estableció el control de precios, no sólo de los productos citados, sino también de numerosos artículos de consumo. Por ley de 30 de septiembre se creó la Fiscalía de Tasas, en tanto que otra de 6-11-1941 creó la Junta Nacional de Precios, de la que debían emanar directrices y coordinación (que, dicho sea de paso, brillaron por su ausencia). Frutos inmediatos de los controles de producción y precios fueron las escaseces y estrangulamientos de la oferta, la aparición de mercados negros, y numerosas trabas y rigideces que repercutieron muy negativamente en la productividad.

Los controles fueron evolucionando. En 1941 abarcaban 36 productos de consumo; en 1942, subieron a 60 (dada la escasa renta y el elevado porcentaje de la misma dedicado a la alimentación, una porción muy alta del consumo estaba sujeta a control). En 1943, el control se relajó, limitándose a 44 artículos e introduciéndose los «cupones» de racionamiento; también en este año se suavizaron las restricciones industriales, aumentando notablemente las conce-

siones. La sequía de 1944 redujo fuertemente la oferta de alimentos, agravando los controles, que llegaron al máximo en 1945, debido a una nueva sequía y al colapso del comercio con Alemania e Italia: 63 productos fueron objeto de control. El bloqueo de los aliados obligó a seguir con esta rígida situación en 1946, siendo 1947 un año de ligero respiro. Al propio tiempo, 1946 y 1947 fueron años de intensa inflación, provocada por la expansión del crédito bancario, adoptándose en el segundo de dichos años nuevas medidas (desde la subida del tipo de descuento hasta el control directo del crédito a las empresas). Su efecto en los dos años siguientes fue una cierta estabilización (lo que facilitó la suavización de los controles), a la par que la contracción del crédito bancario provocaba quiebras y un colapso en la producción que hizo descender por dos años la renta real. En 1949 se volvió a liberalizar el crédito, lo que facilitó la recuperación: aumentaron las exportaciones, las cosechas fueron mejores, la oferta monetaria volvió a crecer (y más en 1950) y se sentaron las bases de la relativa supresión de los controles de precios, que tuvo lugar a finales de 1949 y estuvo completada a mediados de 1950 (aunque otros controles, como los del comercio exterior, no se suavizaron hasta una década después).

Hasta aquí, el entorno de la época, que nos ayuda a explicar la evolución de la demanda de dinero y de la velocidad de circulación en los años 1940-1950. Pero antes de hacerlo convendrá exponer lo que la teoría económica enseña acerca del comportamiento de dichas variables en una época de precios controlados.

El objetivo del control de los precios, sea éste voluntario o forzado, sea con racionamiento oficial (en sus diversas variantes) o sin él, es el de contener las alzas de precios en momentos en que se teme una inflación. Ahora bien: si la cantidad de dinero se está expansionando (es decir, se espera que la demanda de bienes crezca más de lo que lo hará su oferta), el mero control de algunos precios no puede esperarse que tenga éxito si el poder adquisitivo de los ciudadanos no se reduce; todo lo más, se puede esperar que aumenten unos precios, en tanto que otros permanecen estabilizados. Sin embargo, la teoría económica sugiere que el control de precios tiene un segundo efecto: aumentar el ahorro y reducir, por tanto, el consumo. Con ello se consigue contener la demanda agregada y la velocidad de circulación del dinero, de forma que los precios no suban (o lo hagan en menor cuantía de la que sería de esperar).

Si el control de precios va a afectar al ahorro de un país, ¿cómo repercutirá sobre las diversas partidas de éste? En el caso español, con el subdesarrollo de nuestro mercado de capitales, su sometimiento a controles y prohibiciones, etc., el dinero (en sentido amplio) era, prácticamente, el único activo relevante como forma de ahorro financiero. Por ello, parece lógico concluir que la demanda de dinero de los españoles iba a aumentar cuando se estableció el control de precios. Que esto es así resulta obvio si se tiene en cuenta que dicha demanda se hace atendiendo a los servicios no pecuniarios que el

dinero produce, que esos servicios consisten fundamentalmente en la capacidad de compra, y que ésta se ve modificada por el control de precios y el racionamiento. Ahora bien: lo que no resulta tan obvio es que la demanda de dinero vaya a crecer cuando se establezca un control de precios. Si éste es rígido y efectivo y el racionamiento omnicompreensivo, resulta lógico esperar una «huida del dinero», un intento de desprenderse de él; en tales condiciones, la utilidad de guardar dinero decrece sensiblemente. El ejemplo de Alemania en la posguerra es una muestra de este efecto adverso.

Sin embargo, no es esto lo que ocurrió en España. El dinero tenía aún una gran utilidad porque surgían frecuentes oportunidades de compra que exigían disponer de un depósito de valor para poder atenderlas: el mercado negro, las colas, etc., eran muestra del elevado valor del dinero. Por otro lado es de esperar que el establecimiento de los controles provoque un «efecto anuncio» que eleve fuertemente la velocidad antes de su implantación (huida del dinero y acaparamiento de bienes). También el anuncio de la eliminación de los controles hace crecer fuertemente la demanda de dinero, cuyo valor futuro aumenta (por la inminente posibilidad de usarlo libremente). Una vez que los controles se han eliminado es de esperar un movimiento brusco de la velocidad al alza, una fiebre adquisitiva por un período más o menos corto y una vuelta posterior a la normalidad.

Lo que la teoría no aclara es si el cambio en la velocidad resultante del establecimiento de los controles, con o sin efecto anuncio, será de una vez por todas (aunque quizá la puesta en práctica de este cambio se escalone en el tiempo) o continuada. La cuestión es importante, ya que, de darse esto último, la velocidad se reducirá continuamente, estableciendo una fuerza antiinflacionista de carácter permanente, que permitirá un cierto aumento sostenido de la oferta monetaria sin inflación. Ahora bien, si la reducción en la velocidad es de una sola vez, podrá tener lugar un aumento no inflacionista de oferta de dinero, de una sola vez, pero no se evitará la inflación en el futuro. El examen de los gráficos 4 a 6 pone de manifiesto cómo la velocidad de circulación del dinero descendió de una manera brusca en estos años respecto de lo que había sido su evolución hasta 1935 y de lo que fue a partir de 1951.³³ Se aprecian unos ciclos muy marcados en las series de V , que aumenta desde 1939 hasta 1943 y se reduce en los dos años siguientes, alcanzando un mínimo muy bajo en 1945; a partir de aquí se inicia un segundo ciclo, con un máximo en 1946 y un descenso posterior. No hay evidencia de un «efecto anuncio» antes de implantar los controles (por lo menos en la serie VC_2 , única para la que disponemos de cifras anteriores a 1941); ello se debe, probablemente, a que ya existían numerosos controles durante la guerra, y a que, acabada ésta, lo que esperaba el público quizá fuere una liberación de los controles y no su acentuación. Si hubo un efecto anuncio en 1949, al aca-

33. Este tema es tratado con detalle en J. J. TORIBIO, *On the Monetary Effects of Repressed Inflation*, tesis doctoral, Chicago, 1970.

barse los controles, debió ser muy limitado (la baja de la velocidad en dicho año es muy pequeña); el alza de precios de 1950 y la fuerte alza de la velocidad en dicho año y en 1951 muestran claramente que hubo «euforia adquisitiva», tras lo cual se volvió a la normalidad.

El alza de precios en el período fue fuerte,³⁴ poniendo de manifiesto el fracaso de los controles como medida antiinflacionista. Y cabe sospechar también que hubo efectos indeseables sobre la renta real, aunque no está claro hasta qué punto se pueden imputar a los controles generales de precios.³⁵

Con objeto de estudiar el desplazamiento de la velocidad de circulación del dinero, la tabla 10 recoge el resultado de introducir en la ecuación que mide la tendencia lineal de V una «variable ficticia» DC , que toma el valor 1 en los años 1941-1950, y el valor 0 en los demás. El coeficiente c de dicha variable resulta significativamente distinto de cero al nivel del 1 por ciento, y con el signo esperado.³⁶ El coeficiente b , que mide la tendencia secular, es prácticamente el mismo para los años 1951-1961 que para el período 1923-1935 y 1941-1961, con la variable falsa DC . Ello quiere decir que la pendiente de V en el período indicado es la misma que en el resto de años: el control de precios provocó un desplazamiento de la velocidad de una sola vez, y no un cambio continuo en la misma.³⁷

De acuerdo con la tabla 10, podemos concluir que la velocidad-renta experimentó en la economía española, durante los años 1941-1950, un desplazamiento de una sola vez hacia abajo, de 0,82 unidades para la definición $V1D$, 0,73 para $V1C$, 0,80 para $V2C$, 0,61 para $V3C$, 0,46 para $V3D$ y 0,23 para $V3F$. La diferencia entre estas cifras (y las distintas pendientes) parecen deberse a las distintas composiciones de las series y a los períodos cubiertos. Respecto de este último punto, nótese que las series $V1D$, $V3D$ y $V3F$ toman cifras de antes de 1936, cuando, según se observó anteriormente, la pendiente de V era mayor que la de 1951-1970. Por otro lado, y respecto de la amplitud de las series utilizadas, sorprende la diferente pendiente de $V3D$,

34. Los índices de precios al por mayor, que también acusan el alza de precios de manera notable, están sesgados a la baja, al seguir más fielmente los precios oficiales. El índice del coste de la vida muestra un alza más elevada que el de precios al por mayor, por incluir también precios libres y de mercado negro, aunque no carece, probablemente, de un sesgo a la baja, de magnitud desconocida.

35. En todo caso, la renta real aumentó notablemente en 1951, año siguiente a la supresión del control de precios.

36. La introducción de variables ficticias en una ecuación exige que su coeficiente sea significativamente distinto de cero, y que el término independiente (resultante de añadir al calculado directamente el producto de $DC = 1$ por su coeficiente) sea también significativamente distinto de cero. Ambas condiciones se cumplen en todos los casos en que se usan variables ficticias en este trabajo, con excepción de la primera de ellas en la tabla 15, para $MB1D$ y $MB3D$, y en la 11 para $V1D$, $V3D$ y $V3F$. El estadístico de Durbin-Watson muestra ausencia de autocorrelación en los residuos de todas las series, excepto de las más deficientes técnicamente: $MB1D$, $MB3D$ y $C1$.

37. La prueba, por sí sola, no es concluyente, pero acompañada de otras parece suficiente para confirmar la hipótesis. Por ejemplo, los residuos entre la V real y la calculada, para el período 1941-1950, no presentan tendencia secular alguna, lo cual muestra que b la mide suficientemente, también para el período de control de precios. Véase esta prueba y otras adicionales en J. J. TORIBIO, *op. cit.*

TABLA 10

$$V = a + b \cdot t + c \cdot DC$$

$DC = 1$ en 1941-1950

$DC = 0$ en los demás años

Regresión número	Período	Definición de V	a	b	c	R ²	S
10.1	1923-1961	V1D	59,08217	— 0,02872 (— 10,19725)	— 0,82162 (— 11,13955)	0,89721	0,19351
10.2	1923-1961	V3D	66,65933	— 0,03305 (— 11,79697)	— 0,45835 (— 6,24887)	0,86950	0,19244
10.3	1923-1961	V3F	52,06861	— 0,02579 (— 7,53753)	— 0,22597 (a) (— 2,52202)	0,69586	0,23508
10.4	1941-1970	V1C	38,34455	— 0,01813 (— 3,77957)	— 0,73329 (— 8,32134)	0,78162	0,13121
10.5	1941-1970	V2C	86,53596	— 0,04294 (— 7,74259)	— 0,79607 (— 7,76443)	0,71021	0,15163
10.6	1941-1970	V3C	87,17591	— 0,04353 (— 10,53547)	— 0,60601 (— 7,98687)	0,80596	0,11298

TABLA 11

$$\log V = a + b \cdot t + c \cdot DC$$

DC = 1 en 1941-1950
DC = 0 en los demás años

Regresión número	Período	Definición de V	a	b	c	R ²	S
11.1	1923-1961	V1D	1,29041	- 0,01073 (- 3,50853)	-0,03835 o (-0,58239)	0,35275	0,16072
11.2	1923-1961	V3D	1,11723	- 0,01707 (- 6,81922)	0,00021 (+) o (0,00385)	0,63980	0,13159
11.3	1923-1961	V3F	0,89816	- 0,01673 (- 7,18494)	0,04019 (+) o (0,80187)	0,64582	0,12235
11.4	1941-1970	V1C	1,14985	- 0,00627 (- 3,21619)	- 0,27593 (- 7,71127)	0,76532	0,05328
11.5	1941-1970	V2C	1,21882	- 0,01820 (- 7,45301)	- 0,33149 (- 7,39137)	0,69195	0,06678
11.6	1941-1970	V3C	1,07534	- 0,02382 (- 10,64444)	- 0,32220 (- 7,84036)	0,81053	0,06119

V3F y V3C, así como los distintos desplazamientos experimentados en el período 1941-1950 por las mismas. Creemos que esto puede estar relacionado con el problema de calidad de las cifras detectado al discutir el período 1921-1935.³⁸ La tabla 12 estudia el mismo fenómeno para la serie auxiliar VC1,

TABLA 12

$$V = a + b \cdot t + c \cdot DG + d \cdot DC$$

DC = 1 en 1941-1950
 DC = 0 en los demás años
 DG = 1 en 1915-1920
 DG = 0 en los demás años

Regresión número . . .	12.1	c	1,49778
Período	1904-1970		(5,30954)
Definición de V . . .	VC1	d	— 0,61607
a	95,20536		(— 2,81325)
b	— 0,04693	R ²	0,80748
	(— 11,22716)	S	0,62043

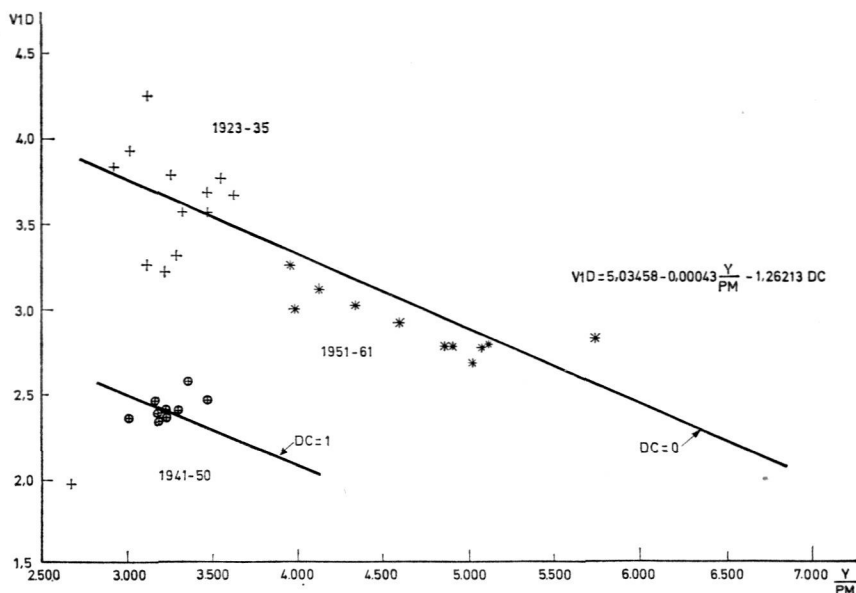
que experimenta un desplazamiento de 0,62 unidades en los años 1941-1950. Sus excelentes resultados hacen pensar que, separados los movimientos hacia arriba (1915-1920) y hacia abajo (1941-1950), y a pesar de la anomalía del período 1921-1935, la tendencia secular de la velocidad sigue una pauta coherente desde principios de siglo.³⁹

Las regresiones entre velocidad y renta real arrojaban resultados inferiores en el período 1940-1950, debido al desplazamiento de la velocidad. Esto se pone de manifiesto en el gráfico 10: la relación entre renta y V1D resulta obvia omitiendo los años del control de precios, pero no tanto si éstos se incluyen. Para corregir esta desviación, se introduce de nuevo una variable ficticia (DC) en los años 1941-1950. Tal como refleja, por ejemplo, la segunda ecuación de la tabla 18, que aparece en dicho gráfico 10, esto equivale a desplazar la recta que relaciona V con Y/P 1,26 unidades hacia abajo; el elevado R² pone de manifiesto la calidad del ajuste. Los coeficientes de DC en la tabla 18 son significativos y del signo esperado; aumenta el coeficiente de

38. La tabla 11 introduce la variable ficticia DC en el cálculo de la tendencia secular de V, en logaritmos. Su coeficiente es significativo cuando se define a V como V1C, V2C o V3C, pero no significativo (y, en ocasiones, de signo contrario al esperado) para V1D, V3D y V3F; esto puede deberse a los errores detectados para los años 1923-1935. El estadístico de Durbin-Watson permite sostener la ausencia de correlación serial de los residuos cuando se usan las series V1C y V3C (el test no es concluyente para V2C), pero apunta claramente la existencia de correlación serial positiva cuando se utilizan las otras series citadas.

39. Algunas de las regresiones de la tabla 10 se han recogido en el gráfico 5, junto con los valores observados de V. La tabla 12 aparece reflejada en el gráfico 6, con los desplazamientos debidos a la primera guerra mundial (DG, 1915-1920) y al control de precios (DC, 1941-1950).

GRÁFICO 10. — 1923-1961



determinación (excepto para $V3F$, por razones de calidad de cifras, probablemente), y sólo se reduce muy ligeramente la significación del coeficiente b . Por ello puede sostenerse razonablemente que la renta es también la variable determinante de la velocidad, con carácter dominante, en el período 1941-1950, una vez salvado el desplazamiento único de V . La tabla 19 recoge similares resultados y apoya las mismas conclusiones para $VC1$, cuando se introducen las variables DG (referida a los años de la primera guerra mundial) y DC (para 1941-1950).

Todo lo dicho para la velocidad vale también para la demanda de dinero en términos reales. Es obvio que ésta experimenta, en el período 1941-1950 y como consecuencia del control de precios, un aumento de una sola vez. Por lo mismo, dada la renta del período, la demanda de dinero es superior a la que sería de esperar por la relación entre demanda de dinero y renta real que es «normal» en la economía española. Esto se aprecia en los gráficos 11 a 14.

Ya se señaló anteriormente⁴⁰ que en las relaciones lineales y logarítmicas entre demanda de dinero y renta, cuando se incluían los años 1941-1950 la calidad del ajuste se reducía. Con objeto de identificar el verdadero comportamiento de la relación entre renta real y demanda de dinero en los años de control de precios, las tablas 14 y 15 recogen las relaciones lineales y loga-

40. Véase el artículo citado en la nota 1.

GRÁFICO 11. — 1945-1970

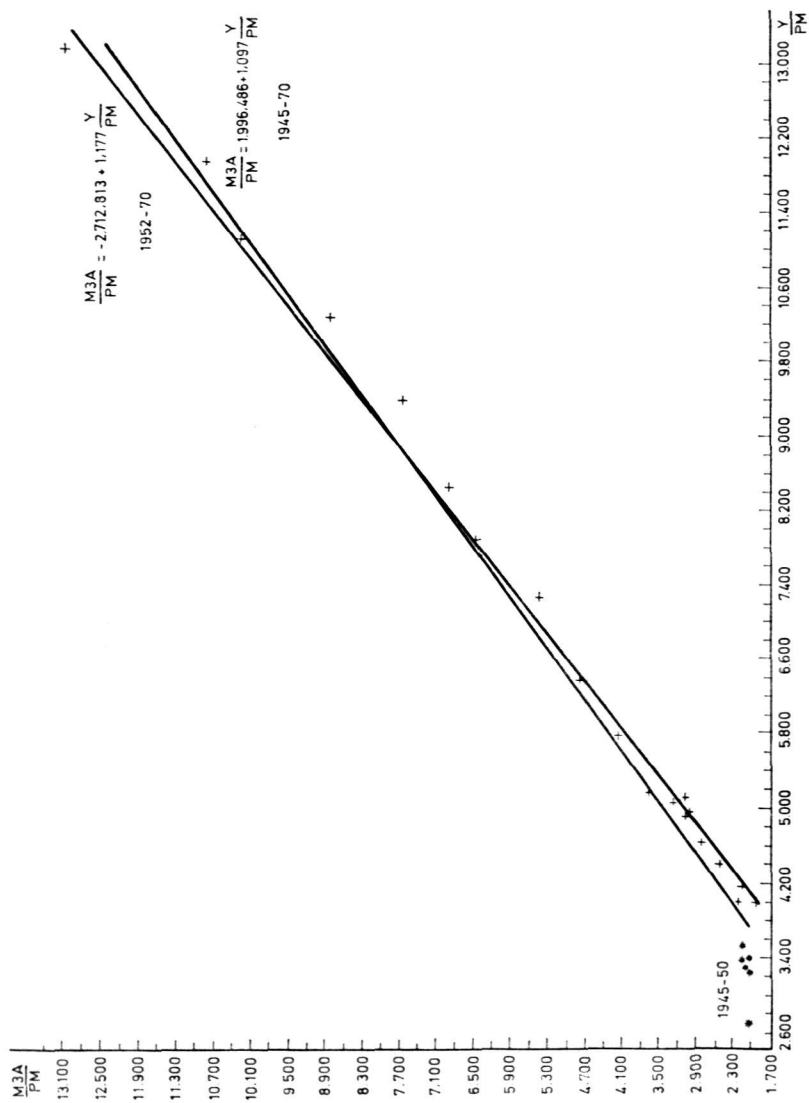


GRÁFICO 12. — 1941-1970

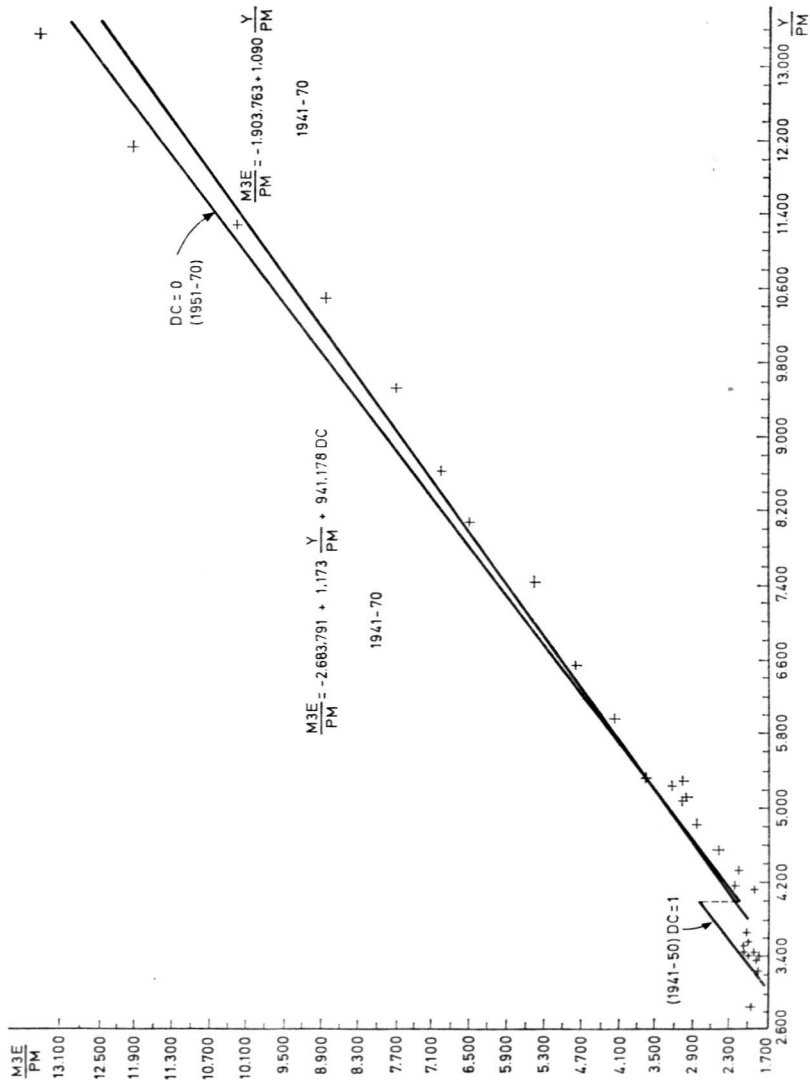


GRÁFICO 13. — 1904-1970

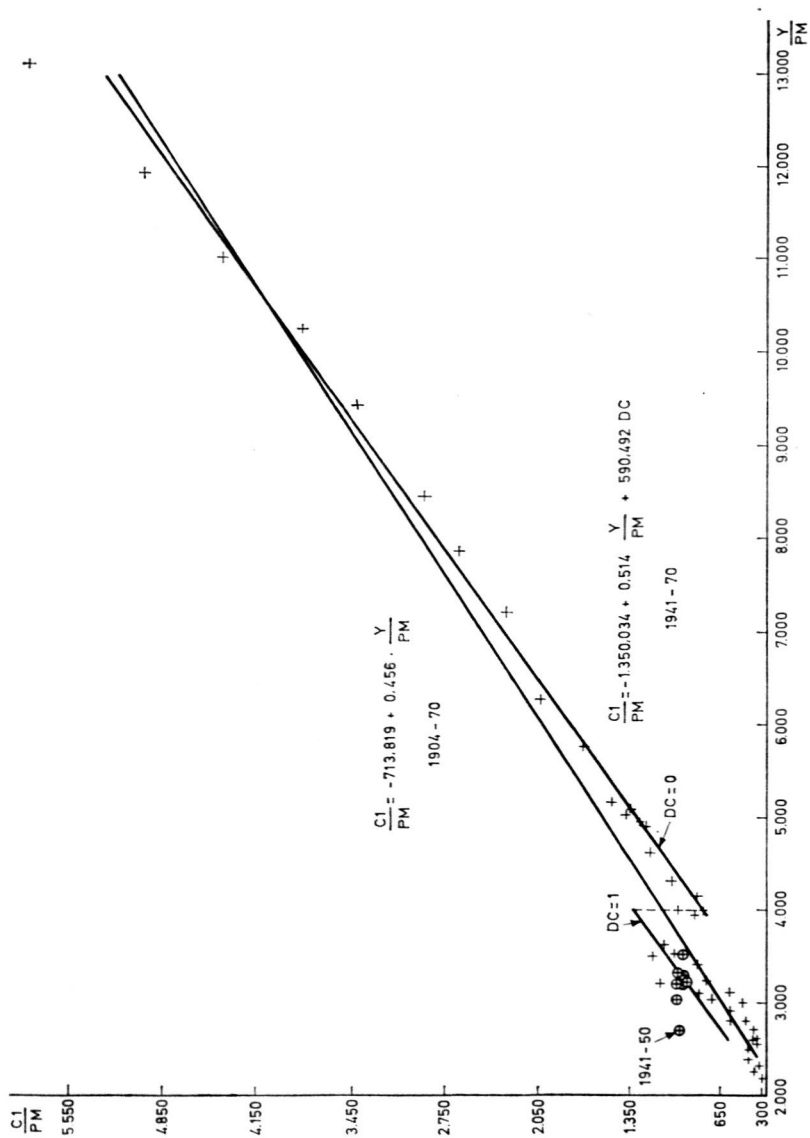


GRÁFICO 14. — 1904-1970

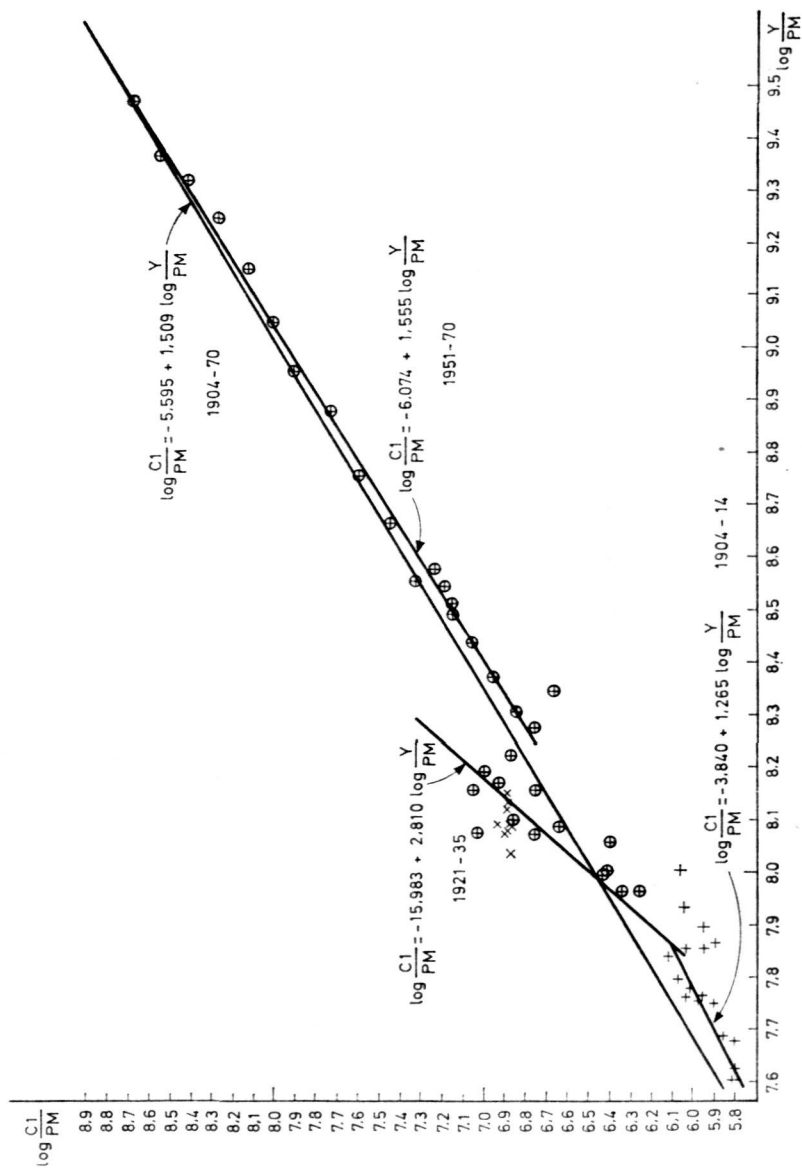


TABLA 13

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de <i>M</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>R</i> ²	<i>S</i>
13.1	1904-1914	C1	— 3,840	1,265 (5,809)	0,790	0,054
13.2	1921-1935	C1	— 15,983	2,810 (6,073)	0,740	0,139
13.3	1904-1935	C1	— 11,376	2,232 (12,116)	0,830	0,173
13.4	1923-1935	MB1D	— 3,408	1,261 (3,805)	0,569	0,080
13.5	1923-1935	MB3D	— 8,509	1,922 (4,405)	0,638	0,106
13.6	1923-1935	M3F	— 15,237	2,785 (4,652)	0,663	0,145
13.7	1941-1950	C1	7,260	— 0,047 (+) o (— 0,591)	0,042 (III)	0,017
13.8	1941-1950	MB1C	6,508	0,089 o (0,630)	0,047 (III)	0,030
13.9	1941-1950	MB2C	6,516	0,095 o (0,694)	0,057 (III)	0,029
13.10	1941-1950	MB3C	6,025	0,176 o (0,799)	0,074 (III)	0,047
13.11	1941-1950	M3E	5,897	0,209 o (0,758)	0,067 (III)	0,059
13.12	1941-1961	MB1D	2,335	0,601 (6,984)	0,719	0,084
13.13	1941-1961	MB3D	— 0,154	0,937 (9,362)	0,823	0,098
13.14	1941-1961	M3F	— 1,315	1,098 (10,265)	0,846	0,105
13.15	1941-1970	C1	— 3,200	1,234 (19,555)	0,931	0,157
13.16	1941-1970	MB1C	— 0,163	0,906 (22,781)	0,949	0,099
13.17	1941-1970	MB2C	— 1,622	1,093 (24,692)	0,956	0,110
13.18	1941-1970	MB3C	— 2,341	1,205 (29,494)	0,968	0,101
13.19	1941-1970	M3E	— 3,368	1,349 (32,205)	0,974	0,104
13.20	1951-1970	C1	— 6,074	1,555 (43,348)	0,990	0,061
13.21	1951-1970	MB1C	— 1,935	1,104 (46,719)	0,992	0,040
13.22	1951-1970	MB2C	— 3,503	1,303 (39,944)	0,988	0,056
13.23	1951-1970	MB3C	— 3,953	1,385 (42,744)	0,990	0,055
13.24	1951-1970	M3E	— 4,908	1,521 (43,075)	0,990	0,060

TABLA 14

$$\frac{M}{P} = a + b \cdot DC + c \cdot \frac{Y}{P} + d \cdot P'$$

DC = 1 en 1941-1950

DC = 0 en los demás años

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	c	d	R ²	S
14.1	1941-1970	MB1C	— 168,979	326,069 (7,906)	0,393 (56,815)	— 273,783 o (— 1,046)	0,994	82,407
14.2	1941-1970	MB2C	— 892,367	516,817 (5,679)	0,586 (38,417)	— 352,761 o (— 0,611)	0,988	181,832
14.3	1941-1970	MB3C	— 1,415,084	628,126 (7,012)	0,809 (53,880)	— 661,524 o (— 1,163)	0,994	178,999
14.4	1941-1970	M3E	— 2,616,901	941,178 (6,322)	1,173 (47,003)	— 832,853 o (— 0,881)	0,992	297,485
14.5	1941-1970	C1	— 1,242,460	590,492 (8,492)	0,514 (44,089)	— 94,317 o (— 0,214)	0,990	138,949
14.6	1941-1961	MB1D	— 305,331	354,675 (5,104)	0,418 (10,178)	— 278,424 o (— 1,110)	0,918	76,082
14.7	1941-1961	MB3D	— 1,221,432	544,416 (4,453)	0,773 (10,704)	— 849,894 o (— 1,926)	0,939	133,868
14.8	1941-1961	M3F	— 1,896,071	672,452 (3,975)	1,037 (10,378)	— 1,206,186 o (— 1,976)	0,941	185,216

TABLA 15

$$\log \frac{M}{P} = a + b \cdot DC + c \cdot \log \frac{Y}{P}$$

DC = 1 en 1941-1950

DC = 0 en los demás años

Regresión número	Período	Definición de M	a	b	c	R ²	S
15.1	1941-1970	MB1C	— 1,796	0,243 (7,876)	1,088 (33,881)	0,985	0,055
15.2	1941-1970	MB2C	— 3,340	0,255 (6,654)	1,285 (32,155)	0,983	0,069
15.3	1941-1970	MB3C	— 3,789	0,215 (5,394)	1,366 (32,865)	0,985	0,072
15.4	1941-1970	M3E	— 4,728	0,203 (4,571)	1,501 (32,551)	0,985	0,079
15.5	1923-1961	MB1D	— 1,613	0,127 o (1,779)	1,059 (6,309)	0,593	0,190
15.6	1923-1961	MB3D	— 4,074	0,131 o (1,798)	1,392 (8,185)	0,703	0,192
15.7	1904-1970	C1	— 5,602	0,070 (0,959)	1,508 (25,330)	0,916	0,212

TABLA 16

$$V = a + b \cdot \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de V	a	b	R ²	S
16.1	1952-1970	V1	2,96085	— 0,00003 (— 5,25587)	0,61904	0,08736
16.2	1952-1970	V2	2,76237	— 0,00009 (— 8,77371)	0,81910	0,13277
16.3	1952-1970	V3	2,02003	— 0,00008 (— 9,62991)	0,84508	0,11018
16.4	1923-1935 y 1951-1961	V1D	5,14339	— 0,00046 (— 7,84996)	0,73690	0,24058
16.5	1923-1935 y 1951-1961	V3D	4,62557	— 0,00054 (— 8,94908)	0,78448	0,24529
16.6	1923-1935 y 1951-1961	V3F	3,65854	— 0,00042 (— 6,11302)	0,62944	0,28160
16.7	1904-1915 y 1921-1935	VC1	10,83851	— 0,00210 (— 11,09567)	0,83686	0,48155

TABLA 17

$$\log V = a + b \cdot \log \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de V	a	b	R ²	S
17.1	1952-1970	V1	1,952	— 0,109 (— 6,237)	0,696	0,029
17.2	1952-1970	V2	3,889	— 0,360 (— 9,929)	0,853	0,059
17.3	1952-1970	V3	4,646	— 0,492 (— 15,941)	0,937	0,051

rítmicas entre ambas variables, añadida la variable falsa *DC* ($DC = 0$ en los años sin control, $DC = 1$ en 1941-1950). El coeficiente correspondiente tiene el signo esperado y es significativo; el de Y/P aumenta en valor absoluto y también en significación (medida por el estadístico t); el coeficiente de la tasa esperada de cambio de precios presenta ahora el signo correcto y una significación algo mayor (pero aún bastante menor que el de la renta) y el R^2 se eleva también. El gráfico 11 presenta la nube de puntos que relaciona $M3A$ con Y/PM para los años 1945-1970. El 12 ofrece la misma nube de puntos, referida ahora a $M3E$, 1941-1970. Se dibujan también las rectas de regresión entre $M3E/PM$ e Y/PM , con y sin la variable *DC*. Pues bien: los coeficientes de $M3A$ y $M3E$, que eran prácticamente iguales cuando se tomaban para 1945-1970 y 1941-1970, respectivamente, siguen siendo también prácticamente iguales cuando se toma $M3A$ para 1952-1970 (años normales) y $M3E$ para 1941-1970 con la variable ficticia *DC*.

El gráfico 13 presenta parecida evidencia para la serie $C1/PM$. Se observa en ella la relación con la renta real para 1904-1970, y la calculada para 1941-1970 con la variable *DC*. No obstante, parece claro que aquí se deben distinguir varias nubes de puntos, que apuntan a comportamientos diferentes de la demanda de dinero. Esto se pone mejor de manifiesto en el gráfico 14, en términos logarítmicos. Se distingue en él la regresión entre demanda de $C1$ en términos reales y renta real, para los períodos 1904-1970, 1904-1914, 1921-1935 y 1951-1970. Parece claro concluir, a la vista de estas cifras, que la relación entre renta y demanda de dinero para todo el período es muy parecida a la de los años «normales», 1951-1970 y no demasiado dispar de la de los años 1904-1914, en tanto que el período 1921-1935 presenta caracteres claramente anormales, como ya se hizo notar (aparte de los años 1941-1950).

1951-1970

Los años más recientes necesitan, por más conocidos, menos comentarios. Acabado el racionamiento de bienes de consumo, la velocidad de circulación del dinero aumentó fuertemente en 1951, en un cambio de una sola vez que pone de manifiesto que los españoles gastaron rápidamente los fondos que habían guardado por encima de lo que, en condiciones normales, era de esperar. La oferta monetaria también aumentó, contribuyendo todo ello a una fuerte expansión de la renta real y, sobre todo, de los precios, libres ahora de restricciones (aunque no del todo). El fin del racionamiento tuvo como efectos beneficiosos la eliminación de los mercados negros y la supresión de los defectos del sistema oficial de asignación de recursos. La importación de alimentos fue elevada al principio, asegurando cuatro años de estabilidad de precios y, consiguientemente, de salarios. Con todo, lo que más favoreció a esa estabilidad fue una política monetaria no muy expansiva y una buena marcha de la renta real (fruto de la coyuntura industrial, de las buenas cosechas, de los créditos y ayudas exteriores, etc.). El equilibrio se rompió cuando la fuerte subida de salarios de 1956, acompañada por una expansión del crédito bancario, originó importantes alzas de precios en 1957. Fruto de ello fue la adopción de unas primeras medidas antiinflacionistas en 1957, seguidas de las de 1959, con el llamado plan de estabilización, que posibilitó la entrada de la economía española en una cierta fase de crecimiento sostenido. Las series de oferta monetaria y renta real ponen de manifiesto cómo las variables monetarias han actuado desde dicho año de una manera generalmente expansiva. Las consecuencias de ello se reflejan también en los precios, obligando a las

TABLA 18

$$V = a + b \cdot \frac{Y}{P} + c \cdot DC$$

DC = 1 en 1941-1950

DC = 0 en los demás años

Regresión número	Período	Definición de V	a	b	c	R ²	S
18.1	1945-1970	V3	2,08085	— 0,00009 (— 8,28349)	— 0,24312 (— 3,13882)	0,75473	0,14115
18.2	1923-1961	V1D	5,03458	— 0,00043 (— 7,43153)	— 1,26213 (— 12,50789)	0,83907	0,24212
18.3	1923-1961	V3D	4,52739	— 0,00051 (— 8,79225)	— 0,97424 (— 9,69069)	0,79497	0,24122
18.4	1923-1961	V3F	3,57919	— 0,00040 (— 6,38868)	— 0,62960 (— 5,81132)	0,62809	0,25995

medidas antiinflacionistas de 1966 y a las medidas complementarias a la devaluación de 1967.

Estabilidad de la función de demanda de dinero

A lo largo del presente trabajo hemos analizado la evolución de la función de demanda de dinero de la economía española en las siete primeras décadas del presente siglo. Ahora estamos en condiciones de preguntarnos si la función de demanda de dinero ha sido o no estable a largo plazo.

Afirmar la estabilidad de una función equivale a sostener que no se ha omitido en ella variable relevante alguna. De otro modo, un cambio en la variable silenciada producirá modificaciones en la función que no podrán ser explicadas por las variables incluidas. En concreto, cuando nos preguntamos por la estabilidad de la función de demanda de dinero, intentamos determinar si depende sólo de la renta y del coste de oportunidad del mismo, y si los gustos y preferencias del público hacia los activos líquidos son o no estables, en función de las variables citadas. Las pruebas que suelen utilizarse para sostener la estabilidad de la función son la observación de los cambios en los coeficientes de la función en el tiempo, el análisis de la significación de los coeficientes de regresión (estadístico t), y el nivel de significación del estadístico F .

Los coeficientes de la función de demanda de dinero en España no han permanecido constantes, a lo largo del presente siglo (ver tabla 13). No obstante, descubrimos dos fuentes de alteración de los coeficientes, principalmente: las definiciones de las variables (concretamente, de M) y los períodos implicados. Respecto de las primeras, resulta obvio que distintas definiciones de dinero deben arrojar coeficientes distintos; parece comprobado también que, cuando se usan definiciones relativamente homogéneas (por ejemplo, $M3A$ y $M3E$), los coeficientes son, prácticamente, los mismos. La otra causa de distorsión de los coeficientes ha sido analizada detalladamente a lo largo del presente capítulo. Resulta obvio que hay varios períodos en la evolución de la función de demanda de dinero en la economía española, y creemos haber identificado las razones de las discrepancias. En 1915-1920 se da un desplazamiento de la función atribuible a la inflación y a las especiales circunstancias que acompañaron a la primera guerra mundial; en 1941-1950 se presenta un fenómeno similar, debido al control de precios y racionamiento (la variación de la tendencia de la velocidad-renta y de la elasticidad-renta de la demanda de dinero en los años 1921-1935 parece atribuible a deficiencias de las series estadísticas empleadas). El resto de períodos pueden ser considerados «normales», y en ellos todo sugiere que los coeficientes de regresión no se han modificado sustancialmente. Por tanto, podemos concluir que la sencilla función de demanda de dinero en España aquí utilizada ha omitido una variable en el período 1915-1920, y otra en el 1940-1950; al subsanarse ese defecto, los coeficientes de regresión vuelven a ser razonablemente constantes en el tiempo.

TABLA 19

$$V = a + b \cdot \frac{Y}{P} + c \cdot DC + d \cdot DG$$

DC = 1 en 1941-1950

DC = 0 en los demás años

DG = 1 en 1915-1920

DG = 0 en los demás años

Regresión número . . .	19.1	<i>c</i>	— 1,45245
Período	1904-1970		(— 5,51699)
Definición de <i>V</i> . . .	VC1	<i>d</i>	1,80317
<i>a</i>	5,79278		(5,48021)
<i>b</i>	— 0,00033	<i>R</i> ²	0,72757
	(— 8,48926)	<i>S</i>	0,73803

TABLA 20

$$\frac{1}{V} = a + b \cdot \frac{Y}{P}$$

Regresión número	Período	Definición de <i>V</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>R</i> ²	<i>S</i>
20.1	1952-1970	V1	0,33475	0,00000 (5,41102)	0,63266	0,01169
20.2	1952-1970	V2	0,31474	0,00002 (10,00120)	0,85472	0,03006
20.3	1952-1970	V3	0,39124	0,00004 (15,45555)	0,93354	0,03868

La significación de los coeficientes, medida por los estadísticos *t*, revela también que la función es estable, salvo cuando entran en ella datos de los años 1915-1920 o 1941-1950. Corregido esto mediante las variables ficticias correspondientes, dichos coeficientes (y, en especial, el de la renta real) resultan satisfactoriamente significativos.

Ninguna de las dos pruebas anteriores es definitiva, siendo ambas superadas por la del estadístico *F* (test de Chow). Los resultados con éste son también satisfactorios, de modo que parece poderse sostener con una razonable confianza que las funciones de demanda de dinero y de velocidad-renta reflejadas en las tablas no omiten variable alguna relevante (y, concretamente, que las preferencias y actitudes del público han sido relativamente constantes).

RESUMEN Y CONCLUSIONES

1. Existe una función de demanda de dinero agregada para nuestra economía en la que los saldos reales aparecen como función de dos variables, principalmente: la renta real y el coste de oportunidad del dinero.

2. Esta función es estable respecto de dichas variables. No se omite ninguna variable importante en la especificación de la función, y la relación entre la demanda de dinero, de un lado, y la renta real y el coste de oportunidad del otro, no sufre variaciones erráticas (lo cual implica la relativa constancia de los «gustos» o actitudes hacia el dinero como objeto de demanda).

3. La estabilidad de la función desaparece en algunos períodos específicos, debido a circunstancias concretas cuya identificación y correspondiente introducción (mediante una variable ficticia) devuelve a la función su estabilidad. Dichos períodos son: 1915-1920, por la inflación y demás circunstancias extraordinarias creadas por la primera guerra mundial, y 1940-1950, debido al control de precios y racionamiento. Fuera de estos dos períodos se han identificado otros dos que presentan particularidades: el de 1921-1935 (probablemente por errores en las series empleadas) y, obviamente, el de 1936-1939.

4. La función, especificada como una relación lineal o logarítmica, ha arrojado excelentes resultados en buen número de regresiones, sin manifestarse decisivamente preferible una presentación u otra. Utilizando las series en incrementos (de primer grado o relativos, lineales o logarítmicos), los resultados fueron también satisfactorios aunque, como es lógico, muy inferiores a los obtenidos en las primeras especificaciones.

5. El uso de variables *per capita* dio resultados ligeramente inferiores al de las regresiones con series agregadas.

6. La variable que domina claramente en la función de demanda de dinero es la renta real.

7. Las cifras obtenidas como elasticidad-renta de la demanda de dinero oscilan alrededor de 1,10 para la serie M1, 1,35 para la M2 y 1,50 para la M3. Introduciendo el rendimiento de la deuda pública como medida del coste de oportunidad del dinero, esas elasticidades suben a 1,20, 1,45 y 1,60, respectivamente. Los resultados son coherentes con los obtenidos para otros países y en otros estudios sobre la economía española.

8. Parece que existe relación entre la demanda de dinero y alguna medida del coste de oportunidad del mismo. Sin embargo, dicha relación es residual y difícil de identificar adecuadamente, dada la escasa calidad de las cifras que podían representarla y la ausencia de estimaciones del rendimiento del dinero.

9. El rendimiento de la deuda pública perpetua al 4 por ciento parece ser, por los resultados obtenidos, el que mejor representa el coste de oportunidad del dinero. El desarrollo temporal de la serie sugiere que tiene un movimiento paralelo a lo que sería el coste de oportunidad «permanente» o «esperado».

No obstante, presenta una tendencia decreciente que puede haber causado una correlación falsa. Las elasticidades-interés calculadas no son relevantes.

10. El rendimiento de las obligaciones en la Bolsa de Barcelona presenta un coeficiente de correlación poco significativo y de signo contrario al esperado, así como unos valores del estadístico F poco satisfactorios. Estos resultados pueden deberse a su tendencia secular (creciente en buena parte del período), a su correlación con la renta real, o a la influencia de elementos propios de otra ecuación del modelo ampliado (la de ajuste).

11. La tasa corriente de cambio del índice de precios al por mayor es la variable que peor recoge los efectos del coste de oportunidad del dinero. Ni por el signo de su coeficiente, ni por su significación, ni por los valores del estadístico F resulta aceptable. Tampoco el uso de otros índices de precios aumenta la significación, y aunque la introducción de la tasa esperada con uno o dos años de retardo la mejora, es aún poco satisfactoria.

12. La introducción del coste de oportunidad del dinero en las ecuaciones que relacionan M/P con Y/P casi no mejora los coeficientes de determinación, ni altera apenas el coeficiente de la renta real y su significación.

13. El índice de precios al por mayor resulta ser el más idóneo como deflactor de la renta y de la masa monetaria, y como base para el cálculo de la tasa de inflación. Le siguen, en cuanto a calidad de los resultados, el deflactor implícito de la renta nacional y el índice del coste de la vida.

14. Los diferentes componentes del dinero presentan un escalonamiento de sus elasticidades renta (calculadas sin intervención de otras variables, lo cual puede haber deformado los resultados) que coincide con el esperado. La del efectivo resulta ser igual a 1,0; la de los depósitos a la vista de 1,15, la de los depósitos de ahorro de 1,50 y la de depósitos a plazo de 1,75. Los depósitos en las Cajas de Ahorro presentan, para cada modalidad, elasticidades superiores a sus correspondientes en la banca privada.

15. La definición de dinero que arroja mejores resultados es, para los últimos años considerados (1951-1970), la $M1$ (efectivo más depósitos a la vista), pero su diferencia con la $M3$ (efectivo más depósitos a la vista, de ahorro y a plazo) es muy reducida, hasta el punto de resultar indiferente el uso de una u otra definición. La serie $M2$ (efectivo más depósitos a la vista y a plazo) arroja resultados menos aceptables, pero aún muy buenos.

16. El planteamiento de una ecuación de demanda de dinero con ajuste retardado sobre cifras anuales (en incrementos, para evitar el problema de la multicolinealidad), apunta la existencia de una elevada elasticidad de ajuste: entre un 85 y un 93 por ciento de dicho ajuste de la demanda efectiva de dinero a la deseada parece llevarse a cabo en un año (las diferencias se deben al concepto de dinero utilizado). Esto viene a apoyar la tesis de que los estudios basados en funciones a largo plazo (con coeficientes de expectativas unitarios) son una buena aproximación a la realidad.

17. Parece que el ajuste es más rápido para los componentes de la de-

manda de dinero más elásticos respecto de la renta; el orden es: depósitos a plazo, de ahorro, a la vista y efectivo en manos del público.⁴¹

18. Las funciones basadas en un ajuste con retardos confirman el papel secundario del coste de oportunidad del dinero.

19. Calculando series de renta real esperada o permanente y de tasas de inflación esperada con diversas elasticidades de expectativas alternativas, las regresiones llevadas a cabo presentan coeficientes de determinación muy elevados. De nuevo la definición más adecuada de dinero resulta ser la $M1$, pero con muy escasas diferencias respecto de la $M3$. La elasticidad de expectativas de renta parece ser unitaria o muy próxima a ella (0,8 para $M1$, 1,0 para $M2$ y $M3$), confirmando la adecuación del uso de la renta corriente como aproximación de la renta permanente o esperada. Las elasticidades-renta resultan similares a las calculadas en el modelo a largo plazo. La tasa esperada de inflación ofrece resultados deficientes como medida del coste de oportunidad del dinero; su elasticidad-renta es muy baja ($-0,039$ la más elevada) y poco significativa. La elasticidad de expectativas de inflación resulta ser muy baja (0,4, la inferior calculada), lo cual hace sospechar que la tasa esperada de inflación no es, tampoco en este modelo, relevante.

20. La velocidad-renta presenta, en todas las series calculadas, una clara tendencia decreciente, por lo menos a partir de 1921. Como era de esperar, es más fuertemente decreciente la tendencia de $V3$, y menos la de $V1$.

21. Todas las series de V presentan movimientos muy paralelos. Y todas acusan un desplazamiento de una sola vez, hacia arriba en 1915-1920 y hacia abajo en 1940-1950.

22. Las relaciones de la velocidad-renta (y de su inversa, $1/V$) con la renta real son las esperadas, altamente significativas, y con unas cifras de elasticidad coherentes con las de la demanda de dinero.

23. Aun con todas las salvedades hechas acerca de las series estadísticas empleadas, la labor de formación y ensamblaje de las mismas ha probado ser útil. Hay que hacer mención de las particulares deficiencias de las series de dinero para 1921-1935 (concretamente, de las series de depósitos en las Cajas de Ahorros).

Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Barcelona

41. Las conclusiones de los dos puntos anteriores, no obstante la rotundidad con que aquí las presentamos, deben complementarse con las halladas sobre la base de cifras trimestrales por el Banco de España.